

Université de Montréal

Évolution de la dispersion des durées de vie au Québec au cours du XX<sup>e</sup> siècle

par  
Sylvie Martel

Département de démographie  
Centre interuniversitaire d'études démographiques  
Faculté des arts et des sciences

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures  
en vue de l'obtention du grade de  
Maître ès sciences (M.Sc.)  
en démographie

Décembre, 2002

© Sylvie Martel, 2002

HB  
881  
U54  
2003  
V.008

**Direction des bibliothèques**

**AVIS**

L'auteur a autorisé l'Université de Montréal à reproduire et diffuser, en totalité ou en partie, par quelque moyen que ce soit et sur quelque support que ce soit, et exclusivement à des fins non lucratives d'enseignement et de recherche, des copies de ce mémoire ou de cette thèse.

L'auteur et les coauteurs le cas échéant conservent la propriété du droit d'auteur et des droits moraux qui protègent ce document. Ni la thèse ou le mémoire, ni des extraits substantiels de ce document, ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans l'autorisation de l'auteur.

Afin de se conformer à la Loi canadienne sur la protection des renseignements personnels, quelques formulaires secondaires, coordonnées ou signatures intégrées au texte ont pu être enlevés de ce document. Bien que cela ait pu affecter la pagination, il n'y a aucun contenu manquant.

**NOTICE**

The author of this thesis or dissertation has granted a nonexclusive license allowing Université de Montréal to reproduce and publish the document, in part or in whole, and in any format, solely for noncommercial educational and research purposes.

The author and co-authors if applicable retain copyright ownership and moral rights in this document. Neither the whole thesis or dissertation, nor substantial extracts from it, may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

In compliance with the Canadian Privacy Act some supporting forms, contact information or signatures may have been removed from the document. While this may affect the document page count, it does not represent any loss of content from the document.

Université de Montréal  
Faculté des études supérieures

Ce mémoire intitulé:

Évolution de la dispersion des durées de vie au Québec au cours du XX<sup>e</sup> siècle

présenté par:

Sylvie Martel

a été évalué par un jury composé des personnes suivantes:

Jacques Légaré  
président-rapporteur

Robert Bourbeau  
directeur de recherche

Jacques Ledent  
membre du jury



Mémoire accepté le  
22 avril 2003

## RÉSUMÉ

Au cours du XX<sup>e</sup> siècle, le profil de la mortalité a évolué radicalement passant d'une forte mortalité infantile à une mortalité se produisant principalement chez les personnes âgées de 65 ans et plus. Cette évolution à la baisse de la mortalité s'est accompagnée d'un changement dans les causes de décès d'abord majoritairement infectieuses et parasitaires et maintenant associées principalement aux maladies chroniques. L'amélioration de la survie, bien décrite à l'aide des surfaces de mortalité, a entraîné une compression de la mortalité et une rectangularisation de la courbe des survivants au Québec entre 1921 et 1999. Bien que la compression évolue moins rapidement depuis 1960, les décès continuent de se produire dans un intervalle d'âges moins étendu. Quant à la rectangularisation, on observe qu'elle évolue plus rapidement aux âges élevés depuis 1960 chez les femmes et 1980 chez les hommes. Avec l'indice d'entropie nous voyons, par ailleurs, que des améliorations de la survie sont encore possibles au Québec au-delà de 80 ans, ce qui laisse penser que les services de santé, d'hébergement et de programmes de retraite devront nécessairement s'adapter au vieillissement de la population. Lorsqu'on compare le Québec avec différents pays, on s'aperçoit que la compression y est plus avancée qu'au Danemark, en Hongrie et aux États-Unis mais moins avancée qu'aux Pays-Bas, en Suède et au Japon. La Suisse semble cependant subir une plus forte rectangularisation de la courbe de survie que le Québec. En ce qui concerne le Canada, les deux phénomènes y étaient moins avancés qu'au Québec lors de la dernière comparaison en 1981.

**Mots-clés :** démographie, mortalité, rectangularisation, compression, longévité, surfaces de mortalité

## ABSTRACT

During the twentieth century, the mortality profile has evolved fundamentally, going from high infant mortality to a mortality mainly occurring among persons aged 65 and over. This decreasing evolution of mortality was accompanied by modifications in major causes of death, originally infectious and parasitic, and now mainly associated with chronic diseases. Gains in survivorship, well-described by mortality surfaces, brought about a compression of mortality and a rectangularization of the survivorship curve in Quebec between 1921 and 1999. Despite the fact that compression of mortality lost some of its pace since 1960, deaths continue to occur over a shrinking age interval. As for the evolution of rectangularization, it is faster among older ages since 1960 for women, and 1980 for men. On the other hand, entropy indexes point to the fact that improvements in survivorship are still possible in Quebec for ages above 80, adding evidence to the fact that health services, housing and retirement programs will necessarily have to adapt to an ageing population. When comparing compression of mortality in different countries, Denmark, Hungary and the United States seem to lack behind Quebec, while the Netherlands, Sweden and Japan lie ahead. Switzerland seems to experience a stronger rectangularization of survivorship curve than Quebec. At the time the last comparison between Canada and Quebec was done in 1981, the former lacked behind the latter on both compression and rectangularization.

**Keywords :** demography, mortality, rectangularization, compression, longevity, mortality surfaces

# TABLE DES MATIÈRES

<b>RÉSUMÉ</b> .....	iii
<b>ABSTRACT</b> .....	iv
<b>LISTE DES TABLEAUX</b> .....	viii
<b>LISTE DES FIGURES</b> .....	x
<b>LISTE DES ABRÉVIATIONS</b> .....	xi
<b>DÉDICACE</b> .....	xii
<b>REMERCIEMENTS</b> .....	xiii
<b>INTRODUCTION</b> .....	1
<b>CHAPITRE 1 REVUE DES ÉTUDES, CONCEPTS ET CHOIX DES INDICATEURS</b> .....	5
1.1 REVUE DES ÉTUDES SUR LA RECTANGULARISATION DE LA COURBE DE SURVIE ET LA COMPRESSION DE LA MORTALITÉ .....	5
1.1.1 <i>Premières observations de ces phénomènes</i> .....	5
1.1.2 <i>Différentes définitions de la rectangularisation et de la compression</i> .....	6
1.1.2.1 Définitions de la <i>rectangularisation</i> .....	6
1.1.2.2 Définitions de la <i>compression</i> .....	7
1.1.3 <i>Résultats des études</i> .....	9
1.2 QUELQUES CONCEPTS.....	14
1.3 CHOIX DES INDICATEURS .....	16
1.3.1 <i>Absence de systématisation dans les études</i> .....	17
1.3.1.1 Choix d'un âge de départ.....	17
1.3.1.2 Difficulté de choisir des indicateurs.....	19
1.3.2 <i>Sélection d'indicateurs</i> .....	19
1.3.2.1 Indicateurs suggérés .....	20
1.3.2.2 Indicateurs éliminés.....	22
1.3.2.3 Indicateurs de rectangularité retenus.....	23
1.3.2.4 Indicateurs de compression retenus .....	25
1.3.2.5 Indicateur retenu faisant le lien entre les deux phénomènes .....	27
1.4 QUESTIONS DE RECHERCHE .....	28
<b>CHAPITRE 2 SOURCES, CRITIQUE ET ÉVALUATION DES DONNÉES DE POPULATION ET DE DÉCÈS ET MÉTHODOLOGIE</b> .....	30
2.1 SOURCES DE DONNÉES.....	30
2.1.1 <i>Données sur la population</i> .....	30
2.1.1.1 La population recensée .....	30
2.1.1.2 La population estimée.....	31
2.1.2 <i>Données sur les décès</i> .....	31
2.1.2.1 Les décès .....	31
2.1.2.2 Les tables de mortalité .....	32
2.2 CRITIQUE DES SOURCES DE DONNÉES .....	32
2.2.1 <i>Critique des données de population</i> .....	33

2.2.2	<i>Qualité des données de population</i> .....	35
2.2.2.1	Comparaison des populations estimée et recensée avec la population reconstituée .....	36
2.2.3	<i>Critique des données de décès</i> .....	38
2.2.4	<i>Qualité des données de décès</i> .....	39
2.2.4.1	Attraction pour les âges ronds .....	40
2.2.4.2	Attraction pour la génération la plus récente .....	42
2.2.4.3	Comparaison de l'âge maximal au décès .....	46
2.2.4.4	Surestimation de l'âge au décès des centenaires.....	49
2.2.5	<i>Effets d'une mauvaise qualité des données</i> .....	52
2.3	MÉTHODOLOGIE.....	54
2.3.1	<i>Correction des données</i> .....	54
2.3.1.1	Méthode de répartition des décès à âge et/ou génération et/ou sexe non définis .....	54
2.3.1.2	Méthode de répartition des décès dans les triangles de Lexis .....	55
2.3.1.3	Méthode de répartition des décès du groupe ouvert à 100 ans et plus .....	56
2.3.2	<i>Méthodes d'estimation de la mortalité aux grands âges</i> .....	57
2.3.2.1	La méthode des générations éteintes .....	57
2.3.2.2	La méthode du taux de survie.....	59
2.3.3	<i>Outils d'analyse</i> .....	60
2.3.3.1	L'utilisation des surfaces .....	60
2.3.3.2	L'utilisation de tables de mortalité du moment .....	61
<b>CHAPITRE 3 ÉVOLUTION DES EFFECTIFS DE LA POPULATION ET DES DÉCÈS AUX GRANDS ÂGES AU QUÉBEC.....</b>		<b>64</b>
3.1	<b>ÉVOLUTION DES EFFECTIFS DE LA POPULATION.....</b>	<b>64</b>
3.1.1	<i>Évolution des effectifs de l'ensemble de la population</i> .....	64
3.1.2	<i>Évolution des effectifs de la population aux âges avancés</i> .....	67
3.1.3	<i>Une population vieillissante</i> .....	70
3.1.4	<i>Conséquences du vieillissement sur la société québécoise</i> .....	71
3.2	ÉVOLUTION DE LA MORTALITÉ.....	73
3.2.1	<i>Évolution de la mortalité pour l'ensemble de la population</i> .....	74
3.2.2	<i>La mortalité aux âges avancés selon les tables de mortalité québécoises</i> .....	77
<b>CHAPITRE 4 ÉTUDE DE LA COMPRESSION DE LA MORTALITÉ ET DE LA RECTANGULARISATION DE LA COURBE DE SURVIE AU QUÉBEC.....</b>		<b>85</b>
4.1	COMPRESSION DE LA MORTALITÉ .....	85
4.1.1	<i>Examen de la distribution des décès de la table de mortalité</i> .....	85
4.1.2	<i>Calcul des indicateurs retenus</i> .....	87
4.1.3	<i>Vérification de la présence du phénomène de compression au Québec</i> .....	93
4.1.4	<i>Comparaison internationale</i> .....	96
4.2	RECTANGULARISATION DE LA COURBE DE SURVIE.....	99
4.2.1	<i>Examen de la courbe de survie</i> .....	100
4.2.2	<i>Calcul des indicateurs retenus</i> .....	100
4.2.3	<i>Vérification de la présence du phénomène de rectangularisation au Québec</i> .....	107
4.2.4	<i>Comparaison internationale</i> .....	108
4.3	LIEN ENTRE LES DEUX PHÉNOMÈNES.....	108
4.4	CONCLUSION .....	112
<b>CONCLUSION.....</b>		<b>116</b>

<b>BIBLIOGRAPHIE.....</b>	<b>122</b>
<b>ANNEXES.....</b>	<b>xiv</b>
<b>ANNEXES MÉTHODOLOGIQUES.....</b>	<b>xxii</b>

## LISTE DES TABLEAUX

<b>Tableau 2.1 :</b>	Indice de Whipple calculé séparément pour les âges se terminant par 0 et 5 et indice de Whipple total calculés à 65 ans et plus et 80 ans et plus selon le sexe et la période, Québec	42
<b>Tableau 2.2 :</b>	Indice de Whipple total calculé pour les décès des centenaires selon le sexe et la période, Québec et Suède	43
<b>Tableau 2.3 :</b>	Indicateur d'attraction pour une génération (décès de la génération récente sur l'ancienne) pour les femmes selon l'âge pour le Québec et différents pays (Canada, Suède, France et Japon), 1950-1959 à 1990-1999	44
<b>Tableau 2.4 :</b>	Indicateur d'attraction pour une génération (décès de la génération récente sur l'ancienne) pour les hommes selon l'âge pour le Québec et différents pays (Canada, Suède, France et Japon), 1950-1959 à 1990-1999	45
<b>Tableau 2.5 :</b>	Âge le plus élevé au décès selon le sexe au cours de différentes périodes au Québec et pour divers pays	47
<b>Tableau 2.6 :</b>	Indicateurs de fiabilité des données sur les décès de centenaires du Québec et de différents pays pour différentes périodes	50
<b>Tableau 3.1 :</b>	Population (en milliers) de 65 ans et plus selon le sexe et le groupe d'âge, 1923, 1957 et 1997, Québec	68
<b>Tableau 3.2 :</b>	Proportion de personnes très âgées et de centenaires, par sexe, Québec, Canada et autres pays industrialisés	69
<b>Tableau 3.3 :</b>	Différents éléments de la table de mortalité (survivants, probabilité de survie et années vécues) selon l'âge et le sexe, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, Québec	78
<b>Tableau 4.1 :</b>	Divers indicateurs de compression pour certaines périodes, femmes, Québec et différents pays	97
<b>Tableau 4.2 :</b>	Évolution de l'étendue de l'intervalle interquartile sexes confondus pour certaines périodes, Québec, Suède, Japon et États-Unis	98
<b>Tableau 4.3 :</b>	Valeurs récentes de $C_{10}$ , $C_{50}$ et $C_{90}$ pour les femmes, Québec et différents pays	99
<b>Tableau 4.4 :</b>	Évolution de $Q_2$ et $Q_3$ pour certaines périodes et années pour chaque sexe, Québec et Suisse	109

<b>Tableau 4.5 :</b>	Valeurs d'entropie et d'espérances de vie à 0, 60 et 80 ans par sexe et pour différentes périodes, Québec et divers pays	110
<b>Annexe A.2.1 :</b>	Ratio des effectifs de population estimée et reconstituée de 1921 à 1999, Femmes, Québec	xv
<b>Annexe A.2.2 :</b>	Ratio des effectifs de population estimée et reconstituée de 1921 à 1999, Hommes, Québec	xvi
<b>Annexe A.2.3 :</b>	Ratio des effectifs de population recensée et reconstituée selon le sexe et l'année censitaire, 1921 à 1996, Québec	xvii
<b>Annexe A.2.4 :</b>	Quotients reconstitués à 100 et 101 ans selon le sexe, 1950-1959 à 1990-1999, Québec	xviii
<b>Annexe A.4.1 :</b>	Valeurs des quartiles et de l'intervalle interquartile selon le sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	xix
<b>Annexe A.4.2 :</b>	Valeurs de $C_{10}$ , $C_{25}$ , $C_{50}$ et $C_{90}$ selon le sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	xix
<b>Annexe A.4.3 :</b>	Valeurs supérieures et inférieures de l'intervalle $C_{50}$ selon le sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	xx
<b>Annexe A.4.4 :</b>	Écart-types de l'âge au décès au-dessus du mode selon le sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	xx
<b>Annexe A.4.5 :</b>	Valeurs de $R_0$ , $R_{15}$ , $R_{65}$ et $R_{80}$ selon le sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	xxi

## LISTE DES FIGURES

<b>Figure 3.1 :</b>	Surface de Lexis représentant les effectifs des femmes de 0 à 109 ans, 1921-1999, Québec	65
<b>Figure 3.2 :</b>	Surface de Lexis représentant les effectifs des hommes de 0 à 109 ans, 1921-1999, Québec	66
<b>Figure 3.3 :</b>	Surface de Lexis représentant les taux de mortalité des femmes de 0 à 109 ans, 1921-1999, Québec	75
<b>Figure 3.4 :</b>	Surface de Lexis représentant les taux de mortalité des hommes de 0 à 109 ans, 1921-1999, Québec	76
<b>Figure 3.5 :</b>	Quotients de mortalité des tables de mortalité selon l'âge et le sexe, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, Québec	81
<b>Figure 3.6 :</b>	Espérance de vie à 0, 65 et 80 ans par sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	83
<b>Figure 4.1 :</b>	Distribution (en %) des décès de la table selon la durée de vie et le sexe, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, Québec	86
<b>Figure 4.2 :</b>	Évolution de l'étendue de l'intervalle interquartile (IQR) par sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	89
<b>Figure 4.3 :</b>	Intervalle interquartiles pour chaque sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	90
<b>Figure 4.4 :</b>	Évolution de l'indicateur $C_x$ selon le sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	92
<b>Figure 4.5 :</b>	Évolution de l'étendue du $C_{50}$ pour chaque sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	94
<b>Figure 4.6 :</b>	Évolution de l'écart-type de l'âge au décès au-dessus du mode pour chaque sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	95
<b>Figure 4.7 :</b>	Distribution (en %) des survivants selon la durée de vie et le sexe, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, Québec	101
<b>Figure 4.8 :</b>	Quartiles de l'âge au décès par sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	102
<b>Figure 4.9 :</b>	Âge modal au décès par sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	105
<b>Figure 4.10 :</b>	Pourcentage de décès concentrés à l'âge modal par sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	105
<b>Figure 4.11 :</b>	Indices de rectangularité par sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec	106

## **LISTE DES ABRÉVIATIONS**

BMD : Berkeley Mortality Database

BDLC : Base de données sur la longévité canadienne

HMD : Human Mortality Database

IQR : Intervalle interquartile

ISQ : Institut de la Statistique du Québec

IW : Indice de Whipple

## REMERCIEMENTS

Je tiens spécialement à remercier mon directeur, Monsieur Robert Bourbeau, pour ses sages conseils, sa compréhension, sa disponibilité et son support moral et financier.

Un grand merci à

- Ma mère pour sa patience sans limites, sa compréhension, son support continuels que ce soit moral ou financier. Tout cela n'aurait pas été possible sans toi.
- Ma famille pour leur compréhension et leur soutien constant. Un merci particulier à Marie pour sa patience et son soutien technique.
- Mes amis, souvent rencontrés au cours de ces années d'université, pour leur présence, leur aide et surtout, pour leur amitié.
- Micheline, Francine et Colette pour leur grande patience, leur aide et leur sourire.

J'aimerais enfin remercier Éric pour ses encouragements continuels, sa confiance soutenue, sa patience, sa présence et son aide, tout au long de ma maîtrise.

*À mon père, pour qui la maladie  
a enlevé tout espoir de longévité*

## INTRODUCTION

Au cours du XX<sup>e</sup> siècle, la mortalité infantile a beaucoup diminué suite aux améliorations dans les habitudes de vie, l'hygiène personnelle et grâce aux progrès de la médecine. Les maladies infectieuses et parasitaires, encore importantes au début du siècle, sont devenues de moins en moins présentes, ce qui a permis à une plus grande proportion d'enfants d'atteindre l'âge adulte. Au fur et à mesure que ces causes de décès devenaient moins importantes, d'autres causes, affectant majoritairement les âges plus avancés, sont cependant devenues plus prévalentes. C'est alors que le déplacement de la baisse de mortalité vers les âges élevés a eu pour effet d'augmenter successivement la survie aux âges adultes, élevés et très élevés. Les proportions de personnes atteignant 65 et 80 ans au Québec sont respectivement passées de 49 à 86% et de 20 à 55% entre 1921 et 1999 (tables annuelles tirées de la Base de données sur la longévité canadienne). En conséquence, l'âge modal au décès a également augmenté.

Ce type d'évolution de la mortalité est bien connu; personne ne le questionne ou ne le met en doute. On peut cependant se demander si on connaît cette évolution aussi parfaitement qu'on le croit. N'y aurait-il pas un moyen plus précis de décrire l'évolution afin de mieux la comprendre? Certes oui. Il y a quelques années, une autre façon d'étudier l'évolution de la mortalité a fait son apparition et est très utilisée depuis. Elle consiste à étudier les courbes de décès et de survie afin de voir s'il y a présence dans le pays, la province ou la région étudiée de deux phénomènes différents mais fortement associés qui sont la compression de la mortalité et la rectangularisation de la courbe de survie. Ces derniers témoignent non seulement d'un avancement de la survie aux âges élevés, mais ils permettent en plus de détailler l'évolution de la mortalité comme il n'a jamais été possible auparavant. Jusqu'à maintenant plusieurs études ont été faites pour des pays tels que la France, la Suisse, les Pays-Bas, les États-Unis et le Canada. Dans ce dernier cas, on constate cependant que soit l'étude n'utilise pas d'indicateurs, soit elle n'est pas à jour. Quant au Québec,

aucune étude traitant de cette province n'a été poussée assez loin pour qu'on connaisse l'évolution précise de ces phénomènes.

Étant donné le caractère récent de ce type d'études, beaucoup de décisions restent à prendre quant à l'établissement de définitions explicites des concepts de compression et de rectangularisation, la systématisation dans le choix des indicateurs ou au choix d'un âge de départ. Notre étude tente de faire le point sur ces phénomènes en retenant des indicateurs pertinents et choisis de façon systématique afin d'augmenter la comparabilité des résultats. Cela fait, on pourra alors s'intéresser particulièrement au cas du Québec. On s'attend déjà à ce que la courbe de survie, qui exprime la proportion de survivants en fonction de l'âge, prenne une forme de plus en plus rectangulaire à cause de l'augmentation de la survie aux âges élevés. D'un autre côté, si on suppose une limite à la vie humaine, on peut se demander si l'évolution de la mortalité n'a pas amené les décès à se produire dans un intervalle d'âges de plus en plus petit alors que la limite est approchée. Les indicateurs sélectionnés devraient nous indiquer s'il y a bel et bien compression et/ou rectangularisation au Québec. Le grand intérêt de ces derniers réside toutefois dans leur capacité à montrer comment ces phénomènes, s'ils sont présents, ont et continuent d'évoluer au Québec. Compte tenu l'importance du phénomène de vieillissement de la population, une nouvelle approche donnant des résultats quantitatifs permettra assurément de mieux connaître l'évolution de la mortalité au Québec en plus d'aider à le situer par rapport à différents pays.

Cette étude de la compression de la mortalité et de la rectangularisation de la courbe de survie au Québec comporte quatre chapitres distincts. Le premier est constitué par une recension des écrits traitant de ces phénomènes. On y met en évidence les différences existant entre les définitions utilisées pour les concepts de compression et de rectangularisation et il en est de même pour les résultats obtenus dans les études. Nous nous intéressons également aux diverses suggestions d'indicateurs faites par les auteurs et utilisons les études antérieures pour établir les définitions de certains

concepts et choisir les indicateurs les plus appropriés à notre étude. Nous en profitons pour décrire les indicateurs sélectionnés et expliquer comment ils se calculent.

Dans le deuxième chapitre, on présente les sources de données de population et de décès utilisées pour le Québec entre 1921 et 1999. Nous voyons que la qualité des données s'est grandement améliorée depuis 1921 et explicitons les effets possibles d'une mauvaise qualité des données sur les résultats qui seront obtenus. L'ensemble de la méthodologie que ce soit pour la correction des données ou l'estimation de la mortalité aux grands âges est également décrite dans ce chapitre de même que les différents outils d'analyse. Le troisième chapitre, quant à lui, permet de suivre l'évolution des effectifs de la population et des décès sur l'ensemble des âges et puis, aux âges élevés, entre 1921 et 1999 au Québec. On y observe le phénomène de vieillissement de la population et on s'interroge sur les conséquences de ce phénomène grandissant sur la société.

Le dernier chapitre constitue l'aboutissement des trois premiers chapitres. C'est dans cette partie du mémoire qu'on étudie particulièrement la compression de la mortalité et la rectangularisation de la courbe de survie entre 1921 et 1999 au Québec. Pour ces deux phénomènes, on utilise d'abord une approche intuitive puis on vérifie les conclusions obtenues avec cette première approche par le calcul de différents indicateurs. On essaie aussi de voir si la compression mène à une rectangularisation et on calcule un indicateur spécifique faisant le lien entre les deux phénomènes. Les différents graphiques élaborés à partir des indicateurs sont avant tout descriptifs; ils permettent de mieux voir l'évolution de la diminution de la mortalité et mettent en évidence différentes périodes qui se distinguent par des accélérations ou des ralentissements de l'évolution des phénomènes de compression et de rectangularisation. On tente par ailleurs d'expliquer les tendances observées à l'aide des causes de décès. Pour chacun des phénomènes ainsi que pour le lien entre les deux phénomènes, les résultats obtenus pour le Québec sont comparés à ceux de différents pays afin qu'on puisse mieux le situer et comprendre s'il est avancé ou non dans son évolution de la mortalité. Nous terminons en essayant de voir si l'évolution

de ces phénomènes continuera éventuellement jusqu'à se rapprocher d'une compression et d'une rectangularité parfaites. À la fin de ce mémoire, nous devrions être en mesure de mieux connaître l'évolution de la mortalité au Québec au cours du XX<sup>e</sup> siècle et savoir ce que nous réservent les prochaines années en matière d'évolution de la mortalité et de la longévité.

## **CHAPITRE 1 REVUE DES ÉTUDES, CONCEPTS ET CHOIX DES INDICATEURS**

### **1.1 Revue des études sur la rectangularisation de la courbe de survie et la compression de la mortalité**

Les phénomènes de rectangularisation et de compression sont de plus en plus utilisés pour examiner et mieux comprendre l'évolution de la mortalité. Dans les sections suivantes, nous constatons que les études existantes comportent beaucoup de zones grises qui demandent à être éclairées quant à l'établissement de définitions précises et universelles des concepts de rectangularisation et de compression, au choix des indicateurs que l'on veut pertinents et choisis de façon systématique et au choix d'un point de départ pour étudier ces phénomènes sans qu'il y ait introduction d'un biais.

#### **1.1.1 Premières observations de ces phénomènes**

La rectangularisation fut introduite pour la première fois par Comfort en 1964 (Robine, 2001) mais c'est à Fries (1980) qu'on attribue le plus souvent l'introduction de ce concept. Ce dernier suggérait que le déplacement des maladies chroniques mènerait à une rectangularisation de la courbe de survie mais aussi de celle de la morbidité, ce qui le rendait très optimiste face à l'avenir d'une société vieillissante mais en bonne santé. Selon lui, suivant une distribution biologique normale, les statistiques suggéraient que sous des conditions de société idéales, l'âge moyen au décès serait d'environ 85 ans, ce que Schneider et Brody (1983) ont contredit 3 ans plus tard. Fries limitait aussi la durée de vie maximale à 100 ans, ce qui fut dépassé, l'âge maximal atteint connu et vérifié étant, à ce jour, de 122 ans.

Bien qu'il se soit trompé sur la durée maximale de la vie humaine, Fries avait raison de faire cette supposition dans la mesure où l'étude de ces phénomènes sous-entend l'existence d'un âge limite. En effet, la théorie de la rectangularisation affirme que la décroissance de la mortalité des personnes âgées est limitée par une espérance de vie maximale (Paccaud, 2000) qui est déterminée par la limite biologique de l'espérance de vie normale de l'espèce humaine (Myers et Manton, 1984). Plus cette limite est approchée, plus la variance de l'âge au décès devrait diminuer (Schneider et Brody,

1983). Dans des conditions idéales, la variabilité serait nulle puisqu'aucune amélioration de la mortalité ne serait plus possible. Cela supposerait que l'ensemble de la population, riche ou pauvre, homme ou femme, vivrait leur vie de la même façon, en ce qui concerne la santé, et mourraient tous au même moment (Robine, 2001).

### 1.1.2 Différentes définitions de la *rectangularisation* et de la *compression*

Les définitions utilisées pour la rectangularisation et la compression varient d'une étude à l'autre et, souvent, on n'arrive pas à distinguer les deux phénomènes entre eux. Cette absence de distinction et d'uniformité dans les définitions rend ambiguë la mesure de ces phénomènes (Nusselder et Mackenbach, 1996) et peut altérer les résultats obtenus rendant ainsi les comparaisons impossibles entre les études. Dans cette section, nous établissons les définitions qui seront utilisées en considérant celles déjà existantes et différencions les concepts de rectangularisation et de compression.

#### 1.1.2.1 Définitions de la *rectangularisation*

Pour mieux comprendre le phénomène de *rectangularisation* en soi, il importe d'abord de bien comprendre ce que signifie une *rectangularité parfaite* de la courbe de survie. Théoriquement, cela signifie que tous les décès prématurés sont éliminés et que tous meurent à l'âge moyen au décès où on retrouve 100% des décès (Levy, 1998). Une rectangularité parfaite se produit donc si une compression des âges au décès a également lieu puisqu'il doit y avoir simultanément des décès et donc, une dispersion nulle. Pour obtenir ce résultat, les conditions externes qui permettront d'atteindre une espérance de vie maximale doivent être optimales (Eakin et Witten, 1995). La courbe de survie ne pourra toutefois jamais être complètement rectangulaire car cela impliquerait que tous survivent jusqu'à un âge  $\omega$  et qu'ils y décèdent tous soudainement (Wilmoth et Horiuchi, 1999). La définition de Fries (1980) selon laquelle la rectangularité parfaite est un processus dans lequel la mortalité due aux causes exogènes est éliminée et la variabilité qui reste dans l'âge au décès est causée par des facteurs génétiques qui font que les personnes ont des âges

maximaux au décès différents (Manton et Singer, 1994), est, dans ce cas, la définition la plus réaliste de ce phénomène.

Toujours selon Fries (1980), la rectangularisation de la courbe de survie signifie que l'espérance de vie à la naissance approche l'espérance maximale. Une définition plus intuitive est fournie par Manton et Tolley (1991): « *rectangularization implies that the survival curve approximates a right angle at an advanced age* » (p. 172). Mais, comme pour la définition d'une rectangularité parfaite, la majorité des définitions utilisées pour le phénomène de rectangularisation ne peuvent être complètement indépendantes du phénomène de compression de la mortalité. Certains affirment que la rectangularisation de la courbe de survie réfère à un âge moyen au décès qui augmente avec une variabilité qui décroît autour de cette moyenne (Nusselder, 2000; Wilmoth et Horiuchi, 1999; Paccaud et al., 1998; Nusselder et Mackenbach, 1996) alors que d'autres affirment plutôt que la rectangularisation devrait produire une diminution de la variance de la mortalité lorsque l'espérance de vie maximum est approchée (Schneider et Brody, 1983). À ce stade, les définitions n'en sont plus vraiment; il s'agit plutôt de relations causales entre la rectangularisation et la compression. En fait, rares sont les articles dans lesquels on a pris le temps d'établir une définition claire de la rectangularisation.

En général, la rectangularisation ne peut donc être définie indépendamment de la compression puisque sa définition comporte des caractéristiques également associées au phénomène de compression. La rectangularisation est une conséquence de la compression des âges au décès (Wilmoth et Horiuchi, 1999; Manton et Singer, 1994), lorsqu'elle se produit autour d'un âge moyen (ou modal) au décès qui augmente, et cela implique qu'on en tienne compte dans le choix de la définition qui sera utilisée.

### 1.1.2.2 Définitions de la *compression*

Les définitions de *compression* sont, pour la plupart, très précises et semblables en plus d'être indépendantes du phénomène de rectangularisation. Un seul auteur, Robine (2001), évite d'utiliser le terme *compression*, par principe, puisque ce dernier

peut être confondu avec l'expression *compression de la morbidité*. Wilmoth et Horiuchi (1999) font également mention de ce risque, mais ils utilisent tout de même le terme *compression* pour parler de *compression de la mortalité*.

Parmi ceux qui ont défini la compression de la mortalité, on retrouve Kannisto (2000b) qui précise: « *mortality is being compressed when a given proportion of deaths takes place in a shorter age interval than before* » et Wilmoth et Horiuchi (1999) qui affirment que cela réfère à une augmentation de la concentration des âges au décès. Lynch et Brown (2001) affirment la même chose en précisant que la compression s'effectue lorsque la variance de l'âge au décès diminue dans le temps. Les définitions précédentes ne précisent pas, toutefois, si la compression des âges au décès se produit autour d'un âge précis ou sur toute l'étendue de l'intervalle d'âges. D'autres auteurs nous éclairent sur cette partie quelquefois floue de la définition en précisant que la compression des âges au décès se produit autour de l'âge moyen au décès (Paccaud et al., 1998; Rothenberg et al., 1991). Lorsqu'ils parlent de la compression de la mortalité, Manton et Singer (1994) n'affirment pas directement qu'elle se produit autour de l'âge moyen au décès mais elle le sous-entend. Selon eux, la compression de la mortalité devient de plus en plus importante lorsque l'âge moyen au décès augmente et que la variance des âges au décès diminue au fur et à mesure que la limite biologique à la survie est approchée par une proportion de plus en plus grande de la population.

En résumé, la compression de la mortalité a lieu lorsque les décès se produisent dans un intervalle d'âges de plus en plus petit, que ce soit autour d'un âge précis ou non. Néanmoins, pour que la compression des âges au décès mène à une rectangularisation de la courbe de survie, il faut que l'âge moyen (ou l'âge modal) au décès augmente et que les décès se produisent dans un intervalle de plus en plus petit autour de cet âge. Ces deux conditions respectées, le phénomène de compression provoque la rectangularisation de la courbe de survie; c'est pourquoi la définition de ce dernier concept inclut des caractéristiques de la compression et que l'inverse ne se produit pas nécessairement.

### 1.1.3 Résultats des études

Beaucoup d'études utilisant les concepts de compression et de rectangularisation ont déjà été faites pour examiner la mortalité de plusieurs pays dont la France (Robine, 2001), la Suisse (Paccaud, 2000; Paccaud et al., 1998), les Pays-Bas (Nusselder, 2000; Nusselder et Mackenbach, 1996), le Canada (Desjardins, 1993; Nagnur, 1986a) et les États-Unis (Lynch et Brown, 2001; Kannisto, 2001; 2000a; 2000b; Wilmoth et Horiuchi, 1999; Eakin et Witten, 1995; Manton et Singer, 1994; Hill, 1993; Rothenberg et al., 1991; Myers et Manton, 1984; Schneider et Brody, 1983; Fries, 1980; Keyfitz, 1977). Dans cette section, nous examinons les conclusions obtenues pour l'ensemble des pays et des périodes.

Voyons d'abord les auteurs qui se sont intéressés à plusieurs pays à la fois. Parmi ceux-ci, on retrouve Hill (1993) qui a étudié diverses cohortes: de 1776-1780 à 1851-1856 pour la France, de 1841-1846 à 1896-1901 pour l'Angleterre et le Pays de Galles, de 1870, 1880 et 1890 pour les États-Unis et de 1891, 1896 et 1901 pour le Canada. Il n'y a pas de conclusion précise sur les résultats obtenus, mais on peut constater la présence de compression et de rectangularisation par la combinaison de l'augmentation de l'espérance de vie et de la diminution, au même moment, de l'indice d'entropie<sup>1</sup> (Keyfitz et Golini, 1975) quand on passe d'une cohorte à une autre pour chacun des pays. Cet auteur ainsi que Pelletier et al. (1997) sont les seuls à avoir étudié les courbes de survie de cohortes, les autres préférant s'en tenir à une étude du moment. Wilmoth et Horiuchi (1999) se sont intéressés aux États-Unis pour les périodes 1901-1905 à 1991-1995, à la Suède pour les périodes 1751-1755 à 1991-1995 et au Japon pour les périodes 1951-1955 à 1991-1995. Ils affirment que, pour la Suède et les États-Unis, le fait que les décès se produisent à des âges de plus en plus élevés sans nécessairement se concentrer davantage autour d'un âge précis, depuis environ 1950, a causé la stabilisation de la compression de la mortalité qui était observée au début de la période. Pour le Japon, ils concluent que le déclin de la mortalité aux âges élevés observé dans les décennies les plus récentes est devenu

---

<sup>1</sup> L'entropie correspond au pourcentage d'augmentation de l'espérance de vie à l'âge  $x$ , pour 1% de diminution de la mortalité se produisant à l'âge  $x$  et au-dessus.

dominant causant ainsi une légère augmentation de l'intervalle interquartile et donc une expansion de la mortalité qui fut suivie d'une compression. Une stabilisation de cette dernière fut par la suite observée au Japon une décennie plus tard que pour la Suède et les États-Unis.

Kannisto (2000a; 2000b) s'est intéressé à plusieurs pays dont l'Angleterre, la Finlande, les Pays-Bas et la Suisse, les données allant de 1841 à 1996 selon le pays étudié. Il conclut que, pour une majorité des pays étudiés (les conclusions pouvant différer selon le pays), la transition d'une mortalité forte à une mortalité faible fut accompagnée par une compression de la mortalité dans des intervalles d'âges plus petits. La rapidité de la compression a diminué au cours de la période sans toutefois qu'elle ne devienne stable comme l'avaient remarqué Wilmoth et Horiuchi (1999) pour la Suède, les États-Unis et le Japon. Kannisto précise, en terminant, qu'une étude de sous-groupes minimiserait l'hétérogénéité et augmenterait la présence de compression. Plus récemment, il s'est intéressé à quinze pays différents pour la période 1990-1995 et plus particulièrement à la Finlande, pour laquelle il regarde l'évolution de la courbe des décès de 1881-1890 à 1991-1995 ainsi que l'évolution du mode et de l'espérance de vie à la naissance de 1750 à 1995 et aux États-Unis pour les périodes 1931-1935, 1951-1955, 1971-1975 et 1991-1995 (Kannisto, 2001). Avec ces observations, il conclut : *« Bien que la mortalité se concentre ainsi dans des fourchettes d'âges de plus en plus réduites, rien n'indique qu'elle puisse se concentrer sur une seule année d'âge »* (p. 195).

D'autres auteurs se sont intéressés à des pays en particulier. Andreev (1999) a étudié la mortalité danoise de 1835 à 1995 et remarque, outre l'âge modal au décès qui augmente, que la mortalité est compressée au début de la période, que cette compression atteint un sommet en 1960 mais que son niveau est ensuite réduit à cause de la proportion de décès augmentant aux âges élevés. Les Pays-Bas ont également été étudiés pour la période 1950-1992 par Nusselder et Mackenbach (1996), étude qui a été reprise par Nusselder (2000) de 1950 à 1999. Les résultats de l'étude de 1996, à partir de 0 an, indiquent une compression de la mortalité ainsi

qu'une rectangularisation de la courbe de survie pour les deux sexes sur l'ensemble de la période excepté 1955-1959 et 1960-1969 pour les hommes. À partir de 60 ans, ils constatent également la présence des deux phénomènes depuis 1980-1984 pour les deux sexes. L'étude reprise en 2000 s'intéresse particulièrement aux 60 ans et plus et permet d'arriver aux mêmes conclusions que la précédente, c'est-à-dire qu'il y a compression de la mortalité et rectangularisation de la courbe de survie depuis 1980-1984. Une étude effectuée sur la Suisse pour la période 1969-1994 montre une compression de la mortalité mais, selon les auteurs, plusieurs résultats ne sont pas en accord avec une rectangularisation de la courbe de survie (Paccaud et al., 1998), ce qui montre que la réalisation de la compression n'implique pas nécessairement que la rectangularisation se produise aussi. Dans une étude qui reprend la précédente, Paccaud (2000) mentionne qu'une augmentation de l'âge au décès au-dessus de la médiane, avec un taux annuel d'accroissement plus petit au fur et à mesure que l'âge augmente, suggère une réduction de la variabilité de l'âge au décès et donc une compression de la mortalité. Il remarque cependant que l'augmentation de l'âge au décès ne ralentit pas pendant la période, ce qui va à l'encontre de la présence d'une rectangularisation. Même s'il trouve certains arguments en faveur d'une rectangularisation, il préfère ne pas conclure à la présence ou l'absence de ce phénomène. Une étude portant sur la France a été effectuée par Robine (2001) pour les périodes 1890-1894 à 1990-1994. Il constate qu'il y a rectangularisation de la courbe de survie mais avec une tendance plus forte avant 1950-1954 qu'après. Il note également que l'intervalle interquartile de même que le plus petit intervalle comprenant 50% des décès de la table ( $C_{50}$ ) diminuent, ce qui signifie une compression de la mortalité. Cette diminution évolue toutefois moins rapidement vers la fin de la période.

Parmi toutes les études effectuées sur le sujet, beaucoup sont faites sur les États-Unis. Tous les auteurs n'arrivent cependant pas à la même conclusion. Selon Eakin et Witten (1995), il s'effectue une rectangularisation dans la période 1900-1980, mais la tendance se stabilise dans les dernières décennies (aux alentours de 1960). Fries (1980) avait aussi observé une rectangularisation de la courbe de survie pour la même

période, sans utiliser d'indicateurs, et il a repris cette conclusion en 1984 avec une période plus longue d'une année, c'est-à-dire de 1900 à 1981. Keyfitz (1977) a observé, à l'aide de l'entropie, une rectangularisation de la courbe de survie de 1919-1921 à 1959-1961. Quant à Manton et Singer (1994), ils ont étudié quelques années entre 1900 et 2080 (en utilisant les projections de la *Social Security Administration* pour la période 1993-2080) et plus particulièrement les périodes 1962-1964 à 1988-1990. Selon eux, il n'y a pas de compression de la mortalité. Cette conclusion est appuyée par d'autres chercheurs dont Lynch et Brown (2001) qui examinent la période 1968-1992 et constatent une expansion plutôt qu'une compression, résultat qui avait également été obtenu par Schneider et Brody (1983) entre 1960 et 1978 et par Rothenberg et al. (1991) pour la période 1962-1984. Ces derniers constatent que les décès se produisent plus aux âges élevés mais que la variabilité des âges au décès augmente, ce que Paccaud (2000) traduit comme une *compression partielle de la mortalité*. Dans le même sens, Myers et Manton (1984) ont montré, pour la période 1962-1979, que la compression de la mortalité ne se produit pas aux âges élevés. Les conclusions obtenues par ces différents auteurs sont contredites par Wilmoth et Horiuchi (1999) qui observent une stabilité du phénomène de compression et par Kannisto (2000a; 2000b) qui note que la compression continue.

Pour le Canada, très peu d'études ont été faites sur les questions de compression et de rectangularisation. En fait, seule l'étude de Nagnur (1986a), qui a étudié la courbe de survie pour la période 1921-1981, a été effectuée à l'aide d'un indicateur, l'entropie. La conclusion est qu'il y a effectivement présence d'une rectangularisation de la courbe pour cette période. Bien qu'il n'ait pas utilisé d'indicateurs spécifiques à ces phénomènes, Desjardins (1993) a également constaté une rectangularisation de la courbe de survie pour chaque sexe en examinant les proportions de survivants entre 1891 et 1986 pour le Canada. Il a aussi remarqué que les indices de tendance centrale se sont déplacés vers les âges élevés et que la distribution des décès autour de l'âge moyen au décès s'est resserrée, résultant ainsi en une compression de la mortalité. Pour la province de Québec, une seule étude a traité de la rectangularisation; il s'agit de celle de Pelletier et al. (1997) qui ont examiné les tables de mortalité des

générations 1831 à 1891 et celle de l'année 1991 et constaté une rectangularisation de la courbe de survie. Aucun indicateur n'a cependant été utilisé.

En résumé, nous avons vu qu'en général les pays européens subissent une rectangularisation de la courbe de survie; l'Angleterre et le Pays de Galles et la France selon une étude par cohorte (Hill, 1993), les Pays-Bas (Nusselder, 2000; Nusselder et Mackenbach, 1996) et la France (Robine, 2001) selon des études du moment. Pour la France, Robine (2001) remarque que la rectangularisation a une tendance plus faible après 1950-1954. Toujours pour les pays européens, on observe une compression de la mortalité jusqu'aux années 1950 environ où il y a un ralentissement entre autres pour la France et le Danemark (Robine, 2001; Kannisto, 2000a; 2000b; Andreev, 1999) et même une stabilisation pour la Suède (Wilmoth et Horiuchi, 1999). Cette stabilisation est également observée à partir de 1960 pour le Japon (Wilmoth et Horiuchi, 1999). Par ailleurs, les résultats obtenus suite à l'étude sur la Suisse (Paccaud, 2000; Paccaud et al., 1998) démontrent que le phénomène de compression n'est pas nécessairement associé à celui de la rectangularisation. Du côté des États-Unis, on obtient des résultats divergents. Une rectangularisation est observée par Hill (1993) avec l'étude des cohortes 1891, 1896 et 1901, par Keyfitz (1977) de 1919-1921 à 1959-1961, par Fries (1984; 1980) pour les périodes 1900-1980 et 1900-1981 ainsi que par Eakin et Witten (1995) qui remarquent une stabilisation de la rectangularisation vers 1960. Pour la compression, Wilmoth et Horiuchi (1999) affirment qu'il y a bel et bien présence de ce phénomène pour la période 1901-1905 à 1991-1995 mais qu'il se stabilise vers les années 50. D'autres avaient plutôt constaté l'absence de compression pour les périodes 1900-2080 (Manton et Singer, 1994) et 1962-1979 (Myers et Manton, 1984) et une expansion de la mortalité pour les périodes 1968-1992, 1962-1984 et entre 1960 et 1978 (Lynch et Brown, 2001; Rothenberg et al., 1991; Schneider et Brody, 1983). Ces résultats divergents sont certainement causés par le choix de l'âge de départ pour l'étude des phénomènes ainsi que par la décision d'utiliser ou non des indicateurs et du choix de ceux-ci dans le cas où on décide d'en utiliser.

Pour le Canada, l'étude des cohortes 1891, 1896 et 1901 par Hill (1993) indique la présence de rectangularisation et il en est de même pour l'étude effectuée par Nagnur (1986a) pour la période 1921-1981 et pour celle de Desjardins (1993) entre 1891 et 1986. L'étude de Desjardins montre également la présence de compression entre ces mêmes années. Ce dernier n'utilise toutefois aucun indicateur. Pour le Québec, seule une étude de Pelletier et al. (1997) fait mention du phénomène de rectangularisation et en constate la présence à l'aide de différentes cohortes sans utiliser d'indicateurs. L'intérêt de notre étude réside donc en l'utilisation d'indicateurs spécifiques pour vérifier si les phénomènes qui nous intéressent sont présents au Québec pour la période 1921-1999.

## 1.2 Quelques concepts

Dans cette section, nous établissons les définitions de termes utilisés dans ce travail. Nous explicitons d'abord les définitions établies pour les phénomènes de *rectangularisation* et de *compression* et définissons ensuite ce que nous entendons par *personnes âgées*, *personnes très âgées*, *centenaires* et *supercentenaires*.

Une revue des définitions des concepts de *rectangularisation* et de *compression* utilisées par les auteurs a permis de connaître les éléments de base devant apparaître dans chacune des définitions. Pour la rectangularisation, on a reconnu que ce phénomène est dépendant de celui de la compression et que sa définition doit en tenir compte. La rectangularisation signifie une courbe de survie qui devient plus rectangulaire dû au fait que de plus en plus de personnes atteignent les âges élevés. Quant à la compression, on a vu que ce phénomène peut se produire sans qu'il y ait rectangularisation. La compression de la mortalité concerne la courbe des décès et peut se produire sur l'ensemble des âges comme elle peut se produire autour d'un âge précis, comme l'âge moyen ou l'âge modal au décès. Le phénomène de compression mène à une rectangularisation de la courbe de survie lorsque l'âge moyen (ou l'âge modal) au décès augmente et qu'il y a compression des âges au décès autour de ce dernier. Ainsi, non seulement l'ensemble de la population doit vivre jusqu'à des âges de plus en plus élevés pour qu'il y ait rectangularisation de la

courbe de survie mais elle doit en plus mourir à des âges de plus en plus rapprochés.

Après examen des définitions, on s'aperçoit que très peu d'auteurs définissent les deux phénomènes lorsqu'ils font une étude sur le sujet; la plupart s'en tiennent seulement au phénomène qui les intéresse. Comme ces phénomènes sont très liés, nous ne devrions toutefois pas les séparer lors d'une étude et plutôt établir les définitions de chacun en fonction de ce lien. Il existe une définition, ou plutôt une explication de ces phénomènes utilisée par Manton et Singer (1994) qui remplit ces critères :

*« As the average age at death increases, the variance of the individual ages at death decreases as the biological limit to survival is approached by a growing proportion of the population. Ultimately, the curve would become rectangular (i.e., all deaths occur at roughly the same age) except for intrinsic (genetic) differences in mortality that cause persons to have different maximum age at death. This heterogeneity would produce a curve with an irreducible variation in the age at death due to intrinsic, genetic factors. » (p. 23)<sup>2</sup>*

Cette explication sous-entend qu'il se produit une compression autour de l'âge moyen au décès. Dans cette étude, il y aura compression de la mortalité lorsqu'une proportion donnée de décès se produira dans un intervalle d'âges de plus en plus petit et ce, peu importe l'endroit sur l'ensemble des âges. Toutefois, une compression des âges au décès se produisant autour d'un âge modal au décès qui augmente sera considérée comme un signe de rectangularisation de la courbe de survie.

Puisque la rectangularité parfaite est impossible (il y aura toujours des variations de l'âge au décès dues au facteur génétique), la courbe de survie du Québec sera comparée à la courbe de survie parfaitement rectangulaire et un rapprochement de cette dernière dans le temps signifiera la présence de rectangularisation au Québec.

<sup>2</sup> « À mesure que l'âge moyen au décès augmente, la variance des âges individuels au décès diminue alors que la limite biologique à la survie est approchée par une proportion grandissante de la population. À la limite, la courbe deviendra rectangulaire (c'est-à-dire que tous les décès se produiront à peu près au même âge) excepté pour les différences intrinsèques (génétiques) de la mortalité qui font que les personnes ont des âges maximaux au décès différents. Cette hétérogénéité produira une courbe ayant une variation irréductible de l'âge au décès due aux facteurs intrinsèques, génétiques. » (Traduction libre)

Autrement dit, nous considérerons qu'il y a rectangularisation de la courbe de survie lorsque de plus en plus de gens atteignent les âges élevés et que la courbe de survie a une pente de plus en plus verticale du côté droit, ce qui correspond à la définition intuitive de Manton et Tolley (1991). À ce moment, l'âge moyen au décès augmente nécessairement et, si la variation de la mortalité diminue, cela implique qu'on se rapproche de la rectangularité parfaite de la courbe de survie. Tous ces aspects devront être mesurés à l'aide d'indicateurs qui seront choisis en conséquence.

Afin d'éviter les confusions, définissons dès maintenant certains termes, associés aux âges élevés, qui seront utilisés. Ces termes sont: *personnes âgées*, *personnes très âgées*, *centenaires* et *supercentenaires*. Les définitions explicitées ici sont celles généralement utilisées dans ce domaine de recherche et dans la société en général. Elles ont également été reprises par Lebel (1999) dans son mémoire. Ainsi, lorsque nous parlerons de *personnes âgées*, nous entendrons les personnes âgées de 65 ans et plus. Quant aux *personnes très âgées*, elles correspondent généralement à celles âgées de 85 ans et plus mais, pour les besoins de ce mémoire, ce terme référera plutôt aux personnes âgées de 80 ans et plus. Le terme *centenaire*, bien connu de la population en général à cause du prestige qui lui est associé, sera employé pour les personnes âgées de 100 ans et plus alors que le terme *supercentenaire* désignera les personnes âgées de 110 ans et plus.

### 1.3 Choix des indicateurs

Comme il est important de choisir systématiquement des indicateurs pertinents, cette étape est essentielle lorsqu'on effectue une étude sur la compression et la rectangularisation. En se fiant aux suggestions des auteurs, nous sélectionnons des indicateurs qui mesureront correctement chacun des phénomènes et déterminons le point de départ à partir duquel ils seront calculés. Nous voyons aussi pourquoi certains indicateurs sont éliminés alors que d'autres sont retenus.

### 1.3.1 Absence de systématisation dans les études

Dans cette sous-section, nous montrons comment l'absence de systématisation dans les études, par rapport au choix d'un âge de départ et au choix des indicateurs, peut affecter les résultats obtenus. Nous insistons sur l'importance de bien choisir le point de départ pour l'étude des phénomènes et sur le fait que les indicateurs doivent être appropriés à l'étude qu'on veut réaliser.

#### 1.3.1.1 Choix d'un âge de départ

L'étude des phénomènes de compression et de rectangularisation pouvant être grandement influencée par la baisse de mortalité qui s'est produite dans les premiers âges de la vie (Kannisto, 2000b; Myers et Manton, 1984), nous devons réduire l'intervalle d'âges pour lequel nous examinerons les indicateurs retenus. Cela implique de choisir un âge minimal à partir duquel nous commencerons l'étude. Un débat existe toutefois parmi les chercheurs puisque, comme l'a démontré Robine (2001), le résultat obtenu peut être influencé par l'âge de départ choisi, ce qui réduit grandement l'objectivité de l'étude. En effet, Robine remarque que plus l'âge de départ se situe loin de la naissance, plus le poids accordé aux durées de vie qui contribuent à augmenter l'écart-type est important. Il constate que le rectangle mobile, le rectangle fixe<sup>3</sup> ainsi que l'entropie sont également influencés par le choix de l'âge de départ.

Dans le cas de l'écart-type, choisir une référence fixe de départ peut faire augmenter la variabilité de l'âge au décès alors qu'en réalité elle diminue. C'est en autres ce que Fries (1984) reproche à Myers et Manton (1984) qui étudient la courbe de survie et l'âge de décès aux États-Unis. Ces derniers commencent leur étude à 60 ans et concluent à une augmentation de la variabilité de l'âge au décès. En utilisant 0 an comme âge de départ, Fries refait le calcul et constate qu'en fait, l'écart-type de l'âge

<sup>3</sup> Nous verrons plus loin que le rectangle mobile donne la surface située sous la courbe de survie par rapport à celle située sous le rectangle parfait déterminé par la population initiale et la verticale où 1% de la population est encore en vie. Quant au rectangle fixe, il est dessiné par la verticale à 100 ans à l'axe des abscisses et la ligne des 100 000 survivants du départ (Robine, 2001).

au décès diminue pendant la période étudiée. Le résultat obtenu par Myers et Manton découle du fait qu'avec le temps, une proportion de plus en plus grande de survivants dépasse progressivement l'âge de départ établi, ce qui contribue à augmenter l'écart-type. Selon Fries, des moyens possibles pour éviter ce type d'erreur consistent à choisir 10 ans comme âge de départ ou encore à considérer un pourcentage fixe des gens qui vivent le plus longtemps à chaque année étudiée. Dans une étude publiée en 1994, Manton demeure prudent et préfère considérer la variation de l'âge (en années) pour lequel un pourcentage fixe de la population survit à partir de 55 ans entre deux années de calendrier choisies (Manton et Singer, 1994).

Selon les suggestions de Fries, la borne minimale choisie peut être fixe, comme un âge précis, ou mobile, comme les percentiles. Généralement, les auteurs s'entendent pour dire que les références mobiles donnent des résultats plus représentatifs, entre autres à cause de l'effet d'une troncature à gauche d'un âge fixe. Comme l'indicateur devrait pouvoir mesurer la compression là où elle se produit et donc ne pas être lié à l'échelle des âges (Kannisto, 2000b), l'utilisation des percentiles (Fries, 1984), du mode (Kannisto, 2001; 2000b) et de plusieurs autres indicateurs mobiles, que nous verrons dans la section 1.3.2, est donc pertinente.

Même si le choix d'un âge fixe est très critiqué, plusieurs auteurs procèdent encore de cette façon pour vérifier la présence de compression ou de rectangularisation. Parmi ceux-ci, on retrouve Levy (1998) qui choisit 10 ans, Eakin et Witten (1995) qui commencent leur étude à 13 ans, Lynch et Brown (2001) qui commencent à 20 ans, Hill (1993) qui débute à 30 ans, Paccaud et al. (1998) qui considèrent les décès au-delà de 50 ans et Myers et Manton (1984) qui commencent leur étude à 60 ans. D'autres choisissent plusieurs âges de départ différents et constatent le biais causé par le choix de l'âge de départ. C'est le cas de Nusselder et Mackenbach (1996) qui choisissent tour à tour 0, 10 ans et demi, 30 ans et demi et 60 ans et demi. Étant donné la grande variété de choix possibles, il est difficile d'établir une règle qui détermine le point de départ des études. Dans notre cas, la référence choisie devra

permettre le calcul d'indicateurs représentatifs et la comparaison des résultats obtenus pour le Québec avec ceux obtenus pour certains pays.

### **1.3.1.2 Difficulté de choisir des indicateurs**

Comme ce type d'études est encore assez récent, aucun consensus n'existe parmi les chercheurs (Robine, 2001) et la littérature ne s'accorde pas encore sur la façon de mesurer la rectangularisation et la variabilité (Wilmoth et Horiuchi, 1999). Des critères de sélection précis ne sont pas encore établis et l'absence de systématisation demeure. Par ailleurs, la trop grande variété d'indicateurs possibles rend le choix beaucoup plus difficile (Robine, 2001). Selon certains auteurs, un très grand choix d'indicateurs peut accentuer la présence d'un biais dans l'étude puisque certains chercheurs ont tendance à choisir le ou les indicateurs qu'ils jugent intéressants pour les résultats auxquels ils veulent parvenir (Eakin et Witten, 1995). Dans une recension des écrits effectuée récemment sur le sujet, Robine (2001) a dénombré 16 indicateurs pour chacun desquels il a donné une courte description. Chaque indicateur a évidemment une raison d'être, mais certains ne font que confirmer le résultat qui pourrait être obtenu par un indicateur plus approprié, ce qui les rendent moins indispensables qu'on pourrait le croire a priori. Afin d'éviter ce piège, nous nous assurerons d'établir des critères de sélection qui permettront de ne retenir que des indicateurs appropriés à la mesure des phénomènes qui nous intéressent.

### **1.3.2 Sélection d'indicateurs**

Dans cette section, nous voyons les indicateurs suggérés et utilisons ces suggestions ainsi que l'objectif poursuivi pour en éliminer quelques-uns. Les indicateurs retenus seront classés comme indicateurs de rectangularité, de compression ou encore des deux phénomènes à la fois. Pour être choisi, l'indicateur devra être sensible à la présence des phénomènes de compression ou de rectangularisation et avoir une bonne valeur prédictive positive et négative. Il devra également nous permettre de voir l'évolution du phénomène dans le temps et de mieux situer le Québec par rapport à certains pays. Finalement, les indicateurs choisis nous indiqueront si les phénomènes se rapprochent d'une compression et d'une rectangularité parfaite.

### 1.3.2.1 Indicateurs suggérés

Dans un contexte où le consensus n'est pas encore fait parmi les chercheurs, plusieurs s'efforcent de comparer les indicateurs entre eux afin de connaître ceux qui mesurent le plus précisément les phénomènes qui nous intéressent. Ces comparaisons donnent lieu à plusieurs suggestions.

Pour la rectangularisation, Kannisto (2000a) suggère l'utilisation de l'indice de rectangularité qui permet de comparer la surface située sous la courbe de survie à celle située sous un rectangle parfait déterminé par la possibilité maximale de survivants (100%) ainsi que par l'âge pour lequel 1% de la population initiale est encore en vie. Quant à Robine (2001), il affirme que le rectangle mobile, qui correspond à l'indice de rectangularité de Kannisto, est un meilleur indicateur que le rectangle fixe puisqu'il ne nous oblige pas à poser un âge précis comme limite à la vie humaine. Myers et Manton (1984) affirment que la variabilité dans la distribution de l'âge au décès est une mesure objective de la rectangularisation, ce qui est appuyé par Levy (1998) qui suggère d'utiliser l'écart-type de l'âge au décès plutôt que le rectangle fixe pour caractériser la rectangularisation de la courbe de survie. Un autre indicateur de rectangularité jugé simple, pertinent et facile à comprendre par Robine (2001) et également proposé par Wilmoth et Horiuchi (1999) est la décroissance des effectifs de la courbe de survie entre deux âges la plus importante en valeur absolue. Ces suggestions appuient le choix de mesures mobiles plutôt que fixes pour la rectangularisation.

Pour la compression, Wilmoth et Horiuchi (1999) recommandent l'intervalle interquartile ( $Q_3-Q_1$ ) pour sa pertinence en plus de sa facilité d'interprétation. De son côté, Kannisto (2000a; 2000b) suggère l'utilisation de  $C_{50}$ , un indicateur qui représente le plus petit intervalle d'âges nécessaire pour regrouper 50% des décès, pour sa valeur expressive. Il ajoute que  $C_{90}$  devient un indicateur intéressant quand la compression des âges au décès se stabilise. Remarquons que l'indicateur  $C_x$  est mobile et donc complètement neutre par rapport à l'âge, d'où l'intérêt que Kannisto lui porte. Ce dernier recommande également l'intervalle interquartile parce qu'il

représente un bon choix pour un usage plus général en plus d'être facilement interprétable. Il ajoute toutefois que  $C_{50}$  demeure un meilleur indicateur que l'intervalle interquartile à cause de sa mobilité. Après vérification à l'aide des données de la France, Robine (2001) en arrive à la même conclusion. Ainsi, pour la mesure de la compression, les indicateurs mobiles sont également préférés aux indicateurs fixes.

Un autre indicateur, plus difficile à classer comme mesure spécifique d'un des deux phénomènes, est aussi suggéré par différents auteurs. Il s'agit de l'entropie (Keyfitz et Golini, 1975) qui représente le pourcentage d'augmentation de l'espérance de vie à l'âge  $x$  si on suppose une diminution de 1% de la mortalité à l'âge  $x$  et plus. Cet indicateur est utilisé entre autres par Nusselder (2000) et Nagnur (1986a) pour étudier respectivement la mortalité des Pays-Bas et du Canada. Nusselder (2000) affirme que l'entropie mesure mieux les phénomènes que l'intervalle interquartile et que l'écart-type suggérés plus haut. Avec Mackenbach (1996), ils croient que l'entropie est un des meilleurs indicateurs. Finalement, Keyfitz (1977) suggère l'utilisation de l'entropie plutôt que celle de l'espérance de vie puisque celle-ci est moins sensible à la forme de la courbe des survivants que l'entropie l'est.

Outre Keyfitz, on remarque que plusieurs auteurs préfèrent ne pas utiliser l'espérance de vie comme mesure de compression ou de rectangularisation. L'espérance de vie est une mesure indépendante de la structure par âge d'une population mais sensible à la forme de la distribution par âge des décès (Pelletier et al., 1997). De ce fait, elle est grandement influencée par les changements qui se sont produits au niveau de la mortalité infanto-juvénile (Kannisto, 2000a; Myers et Manton, 1984). Puisque l'étude de la compression et de la rectangularisation est influencée par la baisse de mortalité qui s'est produite aux jeunes âges, les résultats obtenus en utilisant une mesure également influencée par cette diminution seraient probablement faussés. L'âge modal au décès, suggéré par Kannisto (2000a; 2000b), constitue un bon point de départ pour l'étude de ces phénomènes justement parce qu'il n'est pas influencé par la baisse de mortalité qui s'est produite aux jeunes âges. L'espérance de vie sera donc

utilisée pour examiner l'évolution générale de la mortalité mais nous choisirons des indicateurs plus précis et moins influençables pour mesurer les phénomènes qui nous intéressent.

### 1.3.2.2 Indicateurs éliminés

En nous basant sur l'objectif visé ainsi que sur les suggestions précédentes, nous avons procédé à l'élimination de certains indicateurs pour ne retenir que les plus intéressants pour chaque phénomène. Parmi tous les articles traitant du sujet, on retrouvait plus de 25 indicateurs, ce qui est beaucoup plus que ce que Robine (2001) avait dénombré (il en avait 16 dans sa recension des écrits). Ce nombre a été obtenu en tenant compte de tous les indicateurs ayant servi à commenter ou conclure à la présence ou l'absence d'un des phénomènes étudiés.

Au premier passage, plusieurs indicateurs facilement remplaçables par d'autres que nous jugions plus précis ou appropriés ont été éliminés. Parmi ceux-ci, on retrouve l'espérance de vie au mode, l'espérance de vie à la médiane, l'espérance de vie au 3<sup>e</sup> quartile, la proportion de décès à chaque âge et aux âges élevés, le pourcentage de gens survivant à des âges choisis ainsi que l'écart-type dans le quartile le plus élevé. D'autres indicateurs ont ensuite été écartés parce qu'ils n'étaient pas assez utilisés par l'ensemble des auteurs. Ce fut le cas pour le coefficient de variation, l'accélération de la décroissance et le freinage de la décroissance de la courbe de survie les plus grands d'un âge à l'autre, le coefficient de Gini et l'indice *prolate*<sup>4</sup>. Certains auteurs utilisent les espérances de vie à divers âges  $x$  pour étudier la compression et la rectangularisation, mais nous utiliserons plutôt ce type de mesure pour décrire l'évolution générale de la mortalité étant donné que l'espérance de vie est influencée par la diminution de la mortalité en bas âge. L'indicateur *rectangle fixe* a été rejeté parce que son calcul impose qu'on détermine une limite d'âge fixe, généralement 100 ans, à la courbe de survie. Cela peut poser un problème si une personne survit jusqu'à

---

<sup>4</sup> L'indice *prolate* est égal à la pente de la courbe de survie entre les points d'inflexion correspondant à l'accélération de la décroissance de la courbe de survie la plus grande d'un âge à l'autre et le freinage de la décroissance de la courbe de survie le plus grand d'un âge à l'autre, après avoir standardisé le temps sur la durée de vie propre à chaque espèce (Robine, 2001).

des âges très élevés ou encore si une grande proportion de gens survivent au-delà de 100 ans puisque cela minimise alors la rectangularisation pour les courbes du passé par rapport à celles du présent (Robine, 2001; Kannisto, 2000a).

### 1.3.2.3 Indicateurs de rectangularité retenus

Après élimination, les huit indicateurs restants ont été classés comme étant soit des indicateurs de rectangularité, de compression ou encore des deux phénomènes à la fois. Les indicateurs de rectangularité retenus sont: l'indice de rectangularité, les quartiles, le mode et le pourcentage de décès se produisant au mode. Ce dernier indicateur correspond par ailleurs à la décroissance des effectifs de la courbe de survie entre deux âges la plus importante en valeur absolue. Les quartiles et le mode donnent idée de la composante horizontale de la rectangularisation alors que le pourcentage de décès se produisant au mode nous éclaire sur la composante verticale. Les deux derniers indicateurs peuvent également indiquer s'il y a compression ou non de la mortalité; il s'agit de voir si le mode et le pourcentage de décès se produisant au mode augmentent en plus de vérifier la dispersion autour de l'âge modal au décès.

L'indice de rectangularité ( $R_x$ ) a été choisi parce qu'il mesure concrètement la rectangularisation de la courbe de survie. Il donne la surface située sous la courbe de survie par rapport à celle située sous le rectangle parfait déterminé par la population initiale et la verticale où 1% de la population initiale est encore en vie (Robine, 2001; Kannisto, 2000a). Une augmentation de  $R_x$  dans le temps indique la présence de rectangularisation. Cela facilite la comparaison entre différentes régions, montre l'évolution de la rectangularisation dans le temps en plus de nous donner une idée de l'avancement de chaque région par rapport au maximum possible de rectangularisation. Tout cela en supposant que le rectangle parfait est toujours établi de la même façon. Cet indicateur a aussi été retenu parce qu'il est mobile, ce qui permet d'éviter l'introduction d'un biais découlant de la supposition d'un âge possible comme limite à la vie humaine. Il sera calculé pour des rectangles commençant à 0, 15, 65 et 80 ans. La formule qui permet de calculer  $R_0$  est :

$$R_0 = \frac{T(0) - T(\alpha)}{l(\alpha)} \quad (1)$$

et elle s'écrit de façon générale sous la forme suivante:

$$R_x = \frac{T(x) - T(\alpha)}{l(x) * (\alpha - x)} \quad (2)$$

où  $T(x)$  est le nombre total d'années vécues à  $x$  ans dans la table,

$\alpha$  est l'âge pour lequel 1% de la population initiale de la table est encore en vie,

$l(x)$  est le nombre de survivants à  $x$  ans dans la table.

Les trois derniers indicateurs ont été retenus avant tout parce qu'ils montrent clairement et sans équivoque le déplacement de la mortalité vers des âges plus élevés. Les quartiles ( $Q_1$ ,  $Q_2$ ,  $Q_3$  et  $Q_4$ ) représentent les intervalles dans lesquels se situent respectivement 25, 50, 75 et 100% des décès de la table; ils divisent la distribution par âge des décès en quatre parties de 25% chacune. Ils couvrent bien l'ensemble des âges en plus d'être diversifiés et mobiles dans la mesure où ce sont les pourcentages qui sont fixés et non les âges; leur utilisation n'introduit donc pas de biais. Pour les calculer, il suffit de trouver l'âge pour lequel on retrouve le pourcentage de décès désiré. Lorsque la valeur d'un quartile augmente, il y a déplacement de la mortalité vers les âges élevés, ce qui signifie que les gens vivent de plus en plus vieux et donc, que la courbe de survie s'horizontalise. Bien que le mode et le pourcentage de décès se produisant au mode puissent être utilisés comme mesures de compression, ils sont classés comme indicateurs de rectangularité puisque, pris seuls, c'est le phénomène de rectangularisation qu'ils caractérisent. Le mode a également été choisi comme indicateur afin de résoudre le problème du choix de l'âge de départ pour l'étude des phénomènes considérés, le choix d'un âge précis pouvant introduire un biais (Kannisto, 2001; Robine, 2001; Fries, 1984). Il correspond à l'âge où se produit le plus grand nombre de décès de la table; c'est la mesure de la durée de vie la plus commune (Kannisto, 2000a). Dans le cas où il y aurait deux modes, Kannisto (2001; 2000a) propose une formule qui permet de trouver le mode exact :

$$M = x + \frac{d(x) - d(x-1)}{[d(x) - d(x-1)] + [d(x) - d(x+1)]} \quad (3)$$

Le pourcentage de décès se produisant au mode permet, quant à lui, de vérifier si de plus en plus de gens décèdent au mode, ce que Robine (2001) appelle une mesure du

degré de verticalisation de la courbe de survie. Selon lui, il n'est pas suffisant d'étudier l'horizontalisation de la courbe de survie causée principalement par la chute de la mortalité infantile et de l'enfance puisque cette chute de la mortalité combinée à un horizon fixe de la vie humaine pourrait donner une fausse impression de rectangularisation. Pour s'assurer de la présence réelle du phénomène, il faut vérifier s'il s'est également effectué une verticalisation de la courbe en examinant l'évolution du pourcentage de décès se produisant au mode. Ce dernier se calcule simplement en divisant le nombre de décès de la table se produisant au mode par les décès totaux.

#### 1.3.2.4 Indicateurs de compression retenus

Parmi les quatre indicateurs restants, quatre ayant été classés comme mesures de rectangularité, trois ont été retenus comme indicateurs de compression. Tous les indicateurs retenus permettent donc de voir si les décès se produisent dans un intervalle d'âges de plus en plus petit. Les deux premiers sont l'intervalle interquartile (IQR) et la famille des  $C_x$ . Bien que les auteurs recommandent la famille des  $C_x$ , un indicateur mobile donc neutre par rapport à l'âge, plutôt que l'IQR, un indicateur fixe, nous avons quand même retenu ce dernier comme indicateur de compression. D'abord parce qu'il est jugé pertinent et facile à interpréter mais aussi parce qu'il permet de voir si une compression des âges au décès a lieu et qu'il sera intéressant de voir si les résultats obtenus par le calcul de cet intervalle vont dans le même sens que ceux obtenus par le calcul des  $C_x$ . L'IQR regroupe 50% des décès mais il occupe une position fixe dans la distribution de ceux-ci; il se situe entre le 1<sup>er</sup> et le 3<sup>e</sup> quartiles ( $IQR = Q_3 - Q_1$ ) (Robine, 2001). Il correspond au nombre d'années qui se trouvent entre les âges pour lesquels  $l(x) = 75\ 000$  et  $l(x) = 25\ 000$  ( $l(x)$  est le nombre de survivants à l'âge  $x$  dans la table de mortalité) (Kannisto, 2000a). Une diminution de l'IQR dans le temps indique la présence de compression puisque 50% des décès sont inclus dans un intervalle d'âges plus petit. L'indicateur *famille des  $C_x$*  a été choisi principalement à cause de sa mobilité pour laquelle il est fortement suggéré (Robine, 2001; Kannisto, 2000a; 2000b) mais également parce qu'il peut être calculé pour divers pourcentages, ce qui permet d'obtenir une diversité de résultats. Il représente le plus petit intervalle dans lequel se produit une proportion  $x$  des décès de

la table (Robine, 2001; Kannisto, 2000a; 2000b). Pour le calculer, on place les décès d'un grand intervalle d'âges entourant le mode (la mortalité infantile et de l'enfance ne doivent pas être incluses dans ce calcul) en ordre décroissant et on donne le rang 1 au plus grand nombre de décès, le rang 2 au deuxième plus grand nombre de décès et ainsi de suite (Kannisto, 2000a; 2000b). On somme ensuite les décès placés en ordre décroissant et on trouve le rang pour lequel on a atteint x% des décès. À ce moment:

$$C_x = \text{rang} - \frac{(x\% * \text{racine de la table} - \text{somme des décès au rang})}{\text{nombre de décès au rang}} \quad (4)$$

L'intervalle d'âges associé avec cette valeur de  $C_x$  est formé par les âges extrêmes pour lesquels les décès font partie de l'intervalle. Nous calculerons  $C_{10}$ ,  $C_{25}$ ,  $C_{50}$  et  $C_{90}$ .  $C_{90}$  est intéressant dans la mesure où il peut encore montrer la présence de compression alors que  $C_{10}$ ,  $C_{25}$  et  $C_{50}$  n'en montrent plus. Il devient cependant seulement significatif lorsque la mortalité infantile et de l'enfance deviennent assez petites pour être complètement exclues de son calcul (Kannisto, 2000a; 2000b). Une réduction de  $C_x$  dans le temps indique une compression de la mortalité puisque x% des décès sont compris dans un intervalle d'âges plus petit. En tant que mesure de dispersion, l'écart-type de l'âge au décès au-dessus du mode a également été retenu. D'abord parce qu'il est calculé au-dessus du mode, ce qui élimine l'influence de la baisse de la mortalité survenue aux âges peu élevés mais aussi parce qu'il permet de voir s'il y a augmentation ou diminution de la dispersion des décès à l'endroit où se produisent la majorité des décès, c'est-à-dire l'âge modal au décès pour chaque année étudiée, ce que ne font pas l'intervalle interquartile ou les  $C_x$ . Cet indicateur mesure la dispersion des durées de vie individuelles; c'est l'écart quadratique moyen par rapport au mode (Kannisto, 2001). Afin qu'il soit représentatif de l'ensemble des décès se produisant au-dessus du mode, son calcul suppose que les décès de la table sont également répartis au sein de chaque année d'âge située au-dessus du mode (Kannisto, 2001)<sup>5</sup>. Un écart-type qui diminue signifie que les décès se produisent de plus en plus près du mode, ce qui indique une compression des âges au décès.

<sup>5</sup> Des précisions sur le calcul de l'écart-type sont données dans l'annexe méthodologique.

### 1.3.2.5 Indicateur retenu faisant le lien entre les deux phénomènes

Après avoir retenu les indicateurs de rectangularité et de compression, il ne restait qu'un indicateur que nous pouvions difficilement classer comme mesure spécifique d'un des deux phénomènes étant donné qu'il mesure un peu des deux à la fois. Il s'agit de l'entropie (Keyfitz et Golini, 1975). Cet indicateur fait le lien entre les deux phénomènes en permettant de vérifier si la compression de la mortalité s'accompagne d'une rectangularisation de la courbe de survie. Il équivaut au pourcentage d'augmentation de l'espérance de vie à l'âge  $x$ , pour 1% de diminution de la mortalité se produisant à l'âge  $x$  et au-dessus (Robine, 2001; Nusselder et Mackenbach, 1996; Nagnur, 1986a). La formule utilisée pour calculer  $H_x$  (Nusselder, 2000; Nusselder et Mackenbach, 1996) est :

$$H_x = \frac{\sum_{a=x}^{\omega} {}_n d_a * e_{a+0,5n}}{e_x} \quad (5)$$

où  $x$  est l'âge de départ,

${}_n d_a$  sont les décès de la table entre  $a$  et  $a+n$ ,

$\omega$  est l'âge maximal au décès,

$e_{a+0,5n}$  est l'espérance de vie au milieu de l'intervalle,

$n$  est la longueur de l'intervalle.

L'entropie sera calculée à 0, 60 et 80 ans. Une diminution de la valeur de l'entropie associée à une augmentation de l'espérance de vie indique une compression de la mortalité ainsi qu'une rectangularisation de la courbe de survie. Comme cet indicateur a déjà été utilisé pour étudier la rectangularisation de la courbe de survie au Canada de 1921 à 1981 (Nagnur, 1986a), il sera possible de comparer le Québec avec le Canada à partir des résultats obtenus.

L'interprétation de l'entropie exige cependant de la prudence. L'étude des phénomènes de compression et de rectangularisation suppose l'existence d'une limite à la vie humaine et le calcul de l'entropie suppose l'existence d'une espérance de vie maximale. Une entropie de plus en plus faible pour un même pourcentage de diminution de la mortalité indique une présence des phénomènes de compression et

de rectangularisation mais ce n'est pas une preuve de l'existence de l'espérance de vie maximale; son existence est supposée depuis le début. Cette hypothèse ne nous permet donc pas d'affirmer que les gains futurs de l'espérance de vie seront nécessairement moins importants comme le font Olshansky et Carnes (2001). Par ailleurs, dans le cas d'une compression, l'entropie peut devenir moins précise pour la mesure de ces phénomènes (Wilmoth, 2001b) puisque pour une même diminution de la mortalité l'augmentation de l'espérance de vie serait de plus en plus petite.

Les huit indicateurs retenus seront donc calculés mais il reste à voir si l'ensemble des résultats obtenus nous permettront d'arriver à une conclusion unanime au sujet de la présence des phénomènes de compression et de rectangularisation au Québec au cours de la période 1921-1999.

#### **1.4 Questions de recherche**

Comme on l'a vu, les pays européens subissent une compression de la mortalité et une rectangularisation de la courbe de survie qui évoluent moins rapidement depuis les années 50. Du côté des États-Unis, les auteurs qui ont utilisé des points de départ mobiles ont remarqué une absence de compression ou une expansion de la mortalité (Manton et Singer, 1994; Rothenberg et al., 1991; Schneider et Brody, 1983) alors que d'autres ont remarqué une compression (Wilmoth et Horiuchi, 1999). La rectangularisation a été observée d'une cohorte à une autre et aussi dans le moment avec des indicateurs mobiles et des points de départ fixes (Eakin et Witten, 1995; Keyfitz, 1977). Au Canada, Nagnur a montré la présence de rectangularisation avec l'entropie pour la période 1921-1981 et Desjardins a observé, sans indicateurs, la présence de compression et de rectangularisation entre 1891 et 1986. Pour le Québec, Pelletier et al. (1997) ont observé, sans indicateurs, une rectangularisation pour les cohortes 1831 à 1891 et l'année 1991.

Dans ce chapitre, nous avons choisi et défini les indicateurs qui seront calculés et pris la décision d'utiliser un âge mobile comme point de départ pour l'étude de la compression et de la rectangularisation afin d'éviter l'introduction d'un biais dans la

mesure de ces phénomènes. La prochaine étape sera de préciser les données qui seront utilisées pour examiner l'évolution générale de la mortalité au Québec (chapitre 3) et calculer les indicateurs de compression et de rectangularisation (chapitre 4). L'intérêt qui sera porté aux âges élevés exige néanmoins qu'on examine d'abord attentivement la qualité des données qui seront utilisées, c'est ce que nous ferons dans le chapitre 2.

Nous pourrons finalement essayer de répondre à notre objectif principal qui consiste à étudier l'évolution des courbes de décès et de survie dans la période 1921-1999 afin de voir s'il y a compression de la mortalité au Québec et voir si cette compression s'accompagne d'une rectangularisation de la courbe de survie, puisque nous avons montré que la rectangularisation se produit si une compression des âges au décès a d'abord lieu. S'il y a bien présence de ces deux phénomènes, ont-ils évolué dans le temps? Le ralentissement observé pour les pays européens est-il également perceptible au Québec pour la période étudiée? À quel point ces phénomènes sont-ils présents au Québec par rapport au maximum possible? Par rapport à certains pays? Une réponse à ces questions devrait nous permettre de mieux comprendre l'évolution de la mortalité au Québec. Puisqu'une méconnaissance de la mortalité, particulièrement aux âges élevés, empêche d'avoir des estimations exactes au niveau de la configuration par âge, il est difficile d'élaborer des politiques sociales et économiques efficaces servant les intérêts des populations âgées dans les pays à faible mortalité (Condran et al., 1991). Comme les ministères, les organismes privés et même le grand public se servent de plus en plus des statistiques de l'état civil, entre autres, pour planifier et prendre des décisions, par exemple dans le domaine de la santé et des programmes sociaux, il est important de faire des études descriptives le plus détaillées possible. C'est ce que nous faisons pour le XX<sup>e</sup> siècle au Québec.

## **CHAPITRE 2 SOURCES, CRITIQUE ET ÉVALUATION DES DONNÉES DE POPULATION ET DE DÉCÈS ET MÉTHODOLOGIE**

### **2.1 Sources de données**

Pour examiner l'évolution générale de la mortalité ainsi que les phénomènes de compression de la mortalité et de rectangularisation de la courbe de survie au Québec de 1921 à 1999, nous aurons besoin des effectifs de la population et des décès de cette province pour tous les âges pendant la période étudiée. Des éléments fournis par les tables de mortalité québécoises seront également nécessaires au calcul des indicateurs de compression et de rectangularisation. Les sections suivantes contiennent la description des différentes sources de données.

#### **2.1.1 Données sur la population**

Au Québec, ainsi qu'au Canada, il existe deux types de population pour lesquels les effectifs sont facilement accessibles; il s'agit des populations recensées, recueillies à chacun des recensements, et des populations estimées, résultant d'estimations inter ou postcensitaires.

##### **2.1.1.1 La population recensée**

Les effectifs de population recensée pour le Canada et les provinces sont obtenus à partir des recensements qui ont eu lieu chaque 10 ans, aux années se terminant par 1, jusqu'en 1951 et chaque 5 ans, aux années se terminant par 1 et 6, depuis 1956. La population recensée est publiée par sexe et année d'âge, de 0 à 89 ans avec un groupe ouvert à 90 ans et plus, pour chaque année de recensement de 1956 à 1996. Les effectifs des recensements de 1941 et 1951<sup>6</sup> sont publiés par sexe et année d'âge jusqu'au groupe ouvert 95 ans et plus alors que ceux de 1921 et 1931 le sont jusqu'au groupe ouvert 100 ans et plus. Les effectifs recensés ne sont pas corrigés pour le sous-dénombrement net et ils ne contiennent ni les résidents non-permanents (avant 1991) ni les Canadiens de retour.

---

<sup>6</sup> Les effectifs de la population recensée en 1951 sont disponibles par groupes d'âge quinquennaux.

### **2.1.1.2 La population estimée**

Les effectifs de population sont estimés au 1<sup>er</sup> juin de chaque année de 1921 à 1970 (Statistique Canada, 2002b) et au 1<sup>er</sup> juillet de chaque année de 1971 à 1999 (Statistique Canada, 2001). Tous sont publiés par sexe et année de calendrier ainsi que par année d'âge de 0 à 89 ans avec un groupe ouvert à 90 ans et plus. À partir de 1971, les effectifs de population estimée comprennent les résidents non-permanents et les Canadiens de retour. Une correction pour le sous-dénombrement net est également effectuée, depuis 1971, pour redresser la population recensée, soit par la contre-vérification de dossiers, soit par la méthode des composantes.

Les effectifs des deux types de population sont donc généralement publiés par année d'âge de 0 à 89 ans avec un groupe ouvert à 90 ans et plus. Par contre, seules les populations estimées sont corrigées pour le sous-dénombrement net à partir de 1971 et contiennent les résidents non-permanents de même que les Canadiens de retour. Elles sont également publiées à chaque année de calendrier, ce qui n'est pas le cas des populations recensées.

### **2.1.2 Données sur les décès**

Les décès utilisés seront ceux observés dans la population et ceux provenant des tables de mortalité. Les décès observés serviront à examiner l'évolution de la mortalité pour l'ensemble des âges et la population âgée alors que les décès de la table serviront au calcul des indicateurs de compression et de rectangularisation.

#### **2.1.2.1 Les décès**

Bien que le système d'enregistrement des faits d'état civil ne commence qu'en 1926 au Québec, nous avons, pour chaque sexe, les décès par année d'âge de 0 à 99 ans avec un groupe ouvert à 100 ans et plus pour chaque année de calendrier de 1921<sup>7</sup> à 1949 (Statistique Canada, 2002a). De 1950 à 1999, nous avons des données non publiées de décès ventilées par année de calendrier et année de naissance ainsi que

---

<sup>7</sup> Les décès de 1921 à 1925 proviennent d'annuaires statistiques du Québec et du Canada.

par année d'âge de 0 à 119 ans pour chaque sexe (Statistique Canada, 2000).

### 2.1.2.2 Les tables de mortalité

Les tables de mortalité fournissent les éléments nécessaires au calcul des indicateurs de compression et de rectangularisation. Quant aux taux de mortalité servant à la construction des tables, ils sont aussi utilisés pour construire les surfaces de mortalité qui seront examinées au chapitre 3.

Parmi les tables de mortalité publiées, on retrouve les tables officielles de Statistique Canada publiées ponctuellement à l'occasion des recensements de 1930-1932 à 1995-1997 et celles de l'Institut de la Statistique du Québec (ISQ) pour la période 1981-1998. Les méthodes utilisées pour construire ces tables peuvent cependant différer d'une période ou d'une année à l'autre. L'avantage des tables de mortalité abrégées publiées pour le Canada et les provinces de 1921 à 1981 par Nagnur (1986b) consiste en l'utilisation d'une même méthode pour la construction des tables sur l'ensemble de la période concernée. Toutefois, comme ces tables, de même que celles de Statistique Canada et de l'ISQ, ne couvrent pas entièrement la période 1921-1999, nous utiliserons les tables de mortalité qui se retrouvent dans la *Base de données sur la longévité canadienne* (BDLC). Celles-ci sont construites avec la même méthode pour chaque année d'âge de 0 à 110 ans et année de calendrier de 1921 à 1999.

## 2.2 Critique des sources de données

Au Canada, il est généralement considéré que les données de population et de décès publiées par Statistique Canada pour les personnes âgées de moins de 80 ans sont exhaustives et fiables. Au-delà de 80 ans, Kannisto (1994; Kannisto et al., 1994) a affirmé que les données canadiennes sont de mauvaise qualité. Comme les âges élevés sont plus touchés par les problèmes de couverture et de déclaration<sup>8</sup>, on peut penser que cela ait affecté particulièrement la qualité des données canadiennes. Mais,

---

<sup>8</sup> Des études effectuées sur plusieurs institutions de collecte de données dans plusieurs pays ont montré que les erreurs de déclaration représentent le problème le plus important, particulièrement aux âges avancés (Condran et al., 1991).

après vérification, Bourbeau et Desjardins (2001) ainsi que Lebel (1999) affirment que les doutes sur les données de population et de décès ne persistent qu'au-delà de 100 ans puisqu'une amélioration considérable de la qualité a été observée au Canada depuis 1950.

De plus, pour le Québec, Bourbeau et Desjardins (2000a) ont montré, à partir d'un échantillon, que les données sur l'âge au décès des centenaires sont fiables entre 1985 et 1999 pour ce qui est des Canadiens Français catholiques (nés au Canada). Cependant, jusqu'à maintenant, la qualité des données québécoises de population et de décès n'a pas été vérifiée de façon systématique entre 80 et 100 ans.

### **2.2.1 Critique des données de population**

Les problèmes qui affectent les données de population se divisent en deux types: les erreurs de réponse et de traitement et les erreurs de couverture. Le premier type contient les non-réponses, l'attraction pour les âges ronds, c'est-à-dire les âges se terminant par 0 et 5, l'interprétation erronée des questions, les erreurs de codage et l'imputation des non-réponses. Le deuxième type concerne le sous et le surdénombrement. Le sous-dénombrement de la population et des ménages est d'ailleurs considéré comme l'une des plus importantes sources d'erreurs qui affectent les données (Statistique Canada, 1999a).

La tendance très grande des personnes âgées à déclarer un âge plus élevé s'explique entre autres par le prestige associé au fait d'être centenaire (Kannisto, 1988), les pertes de mémoire qui affectent les personnes âgées et la connaissance imprécise de l'âge (Coale et Kisker, 1990). Certaines personnes peuvent également déclarer volontairement un âge plus élevé pour éviter le service militaire, prendre leur retraite plus tôt avec tous les bénéfices qui y sont associés, faciliter l'immigration, échapper aux autorités gouvernementales ou accélérer le passage à l'âge adulte afin de faire partie plus rapidement de la force de travail ou se marier plus tôt (Wilmoth et Lundström, 1996). Il est aussi possible qu'une tierce personne remplissant le questionnaire du recensement fournisse un âge approximatif. Il semble que les

hommes déclarent plus souvent un âge supérieur à leur âge réel que les femmes (Kannisto, 1999; 1988). Les mauvaises déclarations sont plus fréquentes si le système statistique est incomplet, inexact ou ambigu (Wilmoth et Lundström, 1996) ou encore si l'analphabétisme est très présent dans la société et qu'on ne possède pas les documents adéquats prouvant l'âge réel de la personne (Wang et al., 1999; Kannisto, 1988). Certains pays utilisent des méthodes, comme des cartes d'identité montrant la date de naissance ou encore la vérification continue des formulaires du recensement avec un registre de population, pour réduire l'importance des mauvaises déclarations (Coale et Kisker, 1986).

Des efforts sont faits pour améliorer la qualité des données du recensement; on identifie les problèmes, on en mesure l'ampleur et on travaille, à partir de cela, à améliorer les entrées et donc la qualité des données qui en découle. Bien qu'il soit pour ainsi dire impossible d'obtenir une couverture complète lors d'une opération de collecte telle que le recensement (Statistique Canada, 1999b), les effectifs de population publiés par Statistique Canada sont, dans l'ensemble, de très bonne qualité (Bourbeau et Lebel, 2000). Les recensements dénombrent bien les effectifs de population entre 80 et 100 ans alors qu'à partir de 100 ans, les effectifs sont surestimés à tous les recensements (Lebel, 1999). Au recensement de 1996, le taux de sous-dénombrement était de 3,18% et le taux de surdénombrement de 0,74%, ce qui donne un taux de sous-dénombrement net de 2,45% (Statistique Canada, 1999a). Ce taux est supérieur à celui des personnes âgées de 65 ans et plus pour la même année. Cela peut s'expliquer par le fait que les personnes âgées se retrouvent souvent en institution et qu'une seule personne, une infirmière par exemple, remplit alors le questionnaire pour l'institution entière. Pour les 65 ans et plus, le taux de sous-dénombrement est passé de 1,20 à 1,52% de 1976 à 1996. Une étude de Statistique Canada a montré un surdénombrement de 13% des effectifs d'hommes âgés de 90 ans et plus entre les populations recensées et estimées à partir des données du Régime des rentes du Canada alors que le sous-dénombrement net pour les personnes âgées de la même année était estimé à 0,94% comparativement à 2,9% pour l'ensemble des âges (Norland, 1993).

Pour le Québec, un taux de sous-dénombrement de 2,46% et un taux de surdénombrement de 0,74% ont été observés au recensement de 1996 (Statistique Canada, 1999a). Ces taux, respectivement plus faible et plus élevé que la moyenne, ont donné un taux de sous-dénombrement net inférieur à celui du Canada (1,61 versus 2,45%). En comparant les populations estimées, corrigées pour le sous-dénombrement net, avec les populations recensées, non-corrigées pour le sous-dénombrement net, pour l'année 1996, on s'aperçoit que les populations recensées sont sous-dénombrées. L'écart entre les effectifs estimés et recensés s'agrandit entre les groupes d'âges 65-69 ans et 90 ans et plus pour les deux sexes (1,2 à 11,6%) et l'écart est plus grand chez les hommes que chez les femmes au-delà de 65 ans.

### 2.2.2 Qualité des données de population

Les erreurs de déclaration de l'âge sont généralement dues à l'exagération (Lebel, 1999; Rosenwaïke et Logue, 1983; Myers, 1966), à l'attraction pour les âges se terminant par 0 et 5 et aux erreurs de transcription et autres (Bourbeau et Desjardins, 2001). Ces problèmes sont plus présents aux grands âges entre autres parce que les personnes âgées ont plus de risque d'avoir égaré leur certificat de naissance, d'avoir un blanc de mémoire, de faire remplir leur questionnaire par un tiers ou d'être recensés plusieurs fois, soit à leur domicile, au domicile d'un de leurs enfants ou dans une résidence pour personnes âgées (Depoid, 1973).

Diverses méthodes permettent de vérifier la présence et mesurer l'ampleur des problèmes de déclaration<sup>9</sup>, mais nous privilégions la comparaison des populations estimées et recensées avec la population reconstituée à partir des décès tirés de l'état civil (Meslé et Vallin, 2000; Elo et Preston, 1994; Coale et Kisker, 1990). Puisque les données sont de bonne qualité en-dessous de 80 ans pour le Canada, la population n'est reconstituée qu'à partir de 80 ans et la comparaison des populations est donc

<sup>9</sup> Parmi celles-ci, on retrouve l'examen de la consistance des décès enregistrés au-dessus de 65 ans avec la population recensée au-dessus de 65 ans (Coale et Kisker, 1990), la vérification du degré de surestimation de l'âge à l'aide de la proportion de personnes âgées de 95 ans et plus (Coale et Kisker, 1986), le rapport des années vécues totales à 100 ans et à 70 ans (Coale et Kisker, 1986) et la projection de la population rapportée dans un recensement jusqu'au recensement suivant en utilisant les taux de mortalité appropriés (Myers, 1966).

effectuée à partir de cet âge pour le Québec. À priori, comme les décès provenant de la Statistique de l'état civil sont souvent jugés de meilleure qualité que les effectifs de population tirés des recensements (Bourbeau et Desjardins, 2000b; Bourbeau et Lebel, 2000; Lebel, 1999; Elo et Preston, 1994; Condran et al., 1991; Coale et Kisker, 1990; Rosenwaike et Logue, 1983; Myers, 1966), la population reconstituée devrait être la plus fiable.

### **2.2.2.1 Comparaison des populations estimée et recensée avec la population reconstituée**

La population reconstituée<sup>10</sup> est obtenue par la méthode des générations éteintes (Vincent, 1951; Berkeley Mortality Database (BMD)<sup>11</sup>; Human Mortality Database (HMD)) pour les générations éteintes et la méthode du taux de survie (Andreev, 1999; Lebel, 1999; BMD; HMD) pour les générations presque éteintes. Ces méthodes sont détaillées respectivement aux sections 2.3.2.1 et 2.3.2.2. La population est reconstituée à partir de 80 ans et elle est comparée aux populations estimées et recensées pour chaque année de calendrier et de recensement ainsi que chaque année d'âge jusqu'au dernier groupe d'âge connu. Un rapport supérieur à 1 indique que la population estimée ou recensée surestime les effectifs. La comparaison a d'abord été faite pour les générations éteintes 1811 à 1889 (1921 à 1969; l'année où la dernière génération, celle qui atteint 110 ans<sup>12</sup> en 1999, atteint 80 ans est 1969) et ensuite pour les générations presque éteintes (1970 à 1999 sont les années où la méthode du taux de survie doit être employée).

Globalement, les populations estimées sous-estiment les effectifs pour les années contenant seulement des générations éteintes à partir de 80 ans et surestiment les effectifs pour les années contenant des générations presque éteintes, peu importe le sexe (tableaux A.2.1 et A.2.2 en annexe). Le fait que les populations estimées ne

<sup>10</sup> Les calculs et effectifs de la population reconstituée sont disponibles sur demande.

<sup>11</sup> La BMD est accessible via Internet à l'adresse: <http://www.demog.berkeley.edu/wilmoth/mortality>

<sup>12</sup> On suppose que les générations s'éteignent à 110 ans, mais il se peut que ce ne soit pas le cas. À ce moment, les décès de 110 à 119 ans sont considérés et la population est reconstituée jusqu'à l'extinction.

soient pas corrigées pour le sous-dénombrement avant 1971 peut avoir entraîné un numérateur et un ratio plus petits. En moyenne, la différence entre les effectifs estimés et reconstitués est de 6% pour les femmes et 10% pour les hommes pour l'ensemble des années et des âges.

Au Canada, les effectifs recensés sont surestimés, surtout pour les centenaires, mais l'ampleur de ce problème a diminué depuis 1971 (Bourbeau et Lebel, 2000; Lebel, 1999). Au Québec, on constate, de même que pour les populations estimées, que les effectifs recensés sous-estiment les populations reconstituées pour les années contenant des générations éteintes alors que les populations recensées sont surestimées pour les années contenant des générations presque éteintes (tableau A.2.3 en annexe). Cette tendance est plus forte chez les femmes. Les populations recensées ne sont pas corrigées pour le sous-dénombrement net et cela se remarque par un ratio souvent inférieur à 1. La moyenne des différences entre les populations recensées et reconstituées est de 7% pour les femmes et 12% pour les hommes pour l'ensemble des années et des âges. La différence s'explique en partie par l'arrondissement aléatoire par année d'âge fait pour conserver la confidentialité des données, surtout aux très grands âges. Contrairement à ce qu'on observe au Canada, les ratios ne sont pas nécessairement plus près de 1 chez les hommes québécois et le recensement de 1981 fournit des effectifs recensés assez semblables aux effectifs reconstitués (Lebel, 1999). De même qu'au Canada, les ratios connus au Québec pour les centenaires sont toujours surestimés mais on constate une amélioration entre 1921 et 1996. Quant aux effectifs entre 80 et 100 ans, ils sont généralement bien dénombrés.

Comme les effectifs recensés ne donnent pas de chiffres plus exacts de population que les effectifs estimés et que ces derniers étaient déjà, nous l'avons vu, plus intéressants à conserver pour cette étude, nous utiliserons les effectifs de population estimée et reconstituée pour le reste de ce travail. La population estimée fournira les effectifs de population de 0 à 79 ans et la population reconstituée, plus fiable que la population estimée aux âges élevés, sera utilisée à partir de 80 ans.

### 2.2.3 Critique des données de décès

Parmi les problèmes souvent rencontrés se trouvent la surestimation de l'âge au décès, l'attraction pour les âges ronds ainsi que l'arrondissement des décès aux âges élevés. L'incidence de ces problèmes est plus grande aux âges élevés (Kannisto, 1999). Par exemple, on retrouve souvent la même tendance en ce qui a trait au problème de la surestimation de l'âge au décès, c'est-à-dire un modeste transfert vers le haut, aux âges 60 ou 70, qui augmente rapidement avec l'âge (Coale et Kisker, 1986). Comme c'est une tierce personne qui rapporte l'âge du décédé, l'âge déclaré au décès peut être moins précis que celui déclaré au recensement par la personne elle-même ou le chef du ménage. Il ne souffrira cependant pas ou beaucoup moins de surestimation puisque la personne décédée ne profite pas des avantages associés à un âge très élevé (Preston et al., 1999). Quant à l'arrondissement des âges au décès, il est utilisé pour conserver la confidentialité des données compte tenu du petit nombre de décès se produisant aux âges très élevés. L'effet de cette pratique ne peut être mesuré mais il est aisé de voir que cela peut affecter la mesure de la mortalité, principalement au-delà de 100 ans. En effet, un centenaire peut devenir, une fois arrondi, 0 centenaire et 3 centenaires peuvent passer à 5, ce qui entraîne souvent des problèmes car l'écart causé par l'arrondissement est grand et comme ce groupe d'âge est petit (Lebel, 1999), c'est justement là où nous aurions besoin de précision.

Une évaluation de la qualité des données canadiennes provenant de la Statistique de l'état civil indique que « *le niveau de précision et de fiabilité des diverses phases de dépouillement interne à la Section de la statistique de l'état civil et des registres des maladies de Statistique Canada est acceptable* » et que « *le degré de précision et d'uniformité est raisonnable* » mais qu'il y a encore place à l'amélioration (Nagnur et al., 1981). Les auteurs notent également qu'il existe des différences au niveau de la qualité des données entre les régions du Canada. Par ailleurs, la loi provinciale et territoriale requiert l'enregistrement des statistiques de l'état civil, ce qui fait que les données définitives présentent des taux de couverture très élevés (Statistique Canada, 2001; Statistique de l'état civil, 1999). Il peut cependant y avoir sous-dénombrement si certains enregistrements sont reçus après la date limite. Avant 1945, les décès

étaient enregistrés par lieu d'occurrence et ils le sont maintenant par lieu de résidence. Cependant, le décès d'un Canadien qui se produit à l'extérieur du Canada ne sera pas enregistré excepté s'il a lieu aux États-Unis. Au niveau des variables (âge, sexe, année de naissance, etc.), la complétude de la déclaration varie selon l'élément, la province ou le territoire déclarant et l'année. Mais, dans la plupart des provinces et territoires, le taux de réponse est près de 100% quand la variable est rapportée (Statistique de l'état civil, 1999).

Pour le Québec, une étude effectuée en 1974 montre que « *les biais reliés à l'enregistrement des décès revêtent une importance non-négligeable* » (Lafontaine, 1974). Soit il y a retard ou non-retour des formulaires, soit les réponses fournies ne sont pas exactes et ce, sans compter le sous et le surenregistrement. Par rapport à ce dernier problème, la personne en charge de la Division de la Démographie en 1926, le docteur Parrot, précise:

*« les collecteurs du culte catholique romain ne transmettent présentement qu'une proportion de 99,5% de leurs enregistrements. Les collecteurs des autres cultes, à cause de certaines circonstances dont on ne saurait les tenir responsables, ne transmettent présentement qu'une proportion de 85% des leurs. Toutefois, si l'on tient compte que l'élément franco-catholique correspond à 85% de la population de la province, le 99,5% d'efficacité qu'il produit ne se trouve guère rabaisé qu'à 98% »* (Lafontaine, 1974, p. 27-28)

En fait, le Québec est reconnu parce qu'il bénéficie de registres complets et systématiques sur les baptêmes, mariages et enterrements depuis le XVII<sup>e</sup> siècle (Bourbeau et Desjardins, 2000a; Desjardins, 1999); cette province a une longue tradition d'enregistrement des décès. Ces registres constituent, de par leur exhaustivité, une très bonne source de validation. Bourbeau et Desjardins (2001; 2000a) ont d'ailleurs utilisé les registres pour faire la validation d'un échantillon de centaines entre 1985 et 1999.

#### **2.2.4 Qualité des données de décès**

Les données de décès peuvent souffrir de surestimation de l'âge au décès, habituellement plus présente chez les hommes (Bourbeau et Desjardins, 2000b;

Bourbeau et Lebel, 2000), d'attraction pour divers âges se terminant par 0 ou 5 et d'attraction pour la génération la plus récente<sup>13</sup>. Avec une couverture de près de 100%, le problème le plus important qui affecte les données de décès demeure la mauvaise déclaration de l'âge (Preston et al., 1999) et, de celle-ci, l'exagération de l'âge aux âges élevés est la plus commune.

Au Canada, la qualité des données de décès s'est significativement améliorée aux âges élevés depuis les années 70. Afin de vérifier ce qu'il en est du Québec, nous utiliserons des indicateurs suggérés et utilisés par nombre d'auteurs (Bourbeau et Desjardins, 2000a; Bourbeau et Lebel, 2000; Coale and Kisker, 1990; Kannisto, 1988); il s'agit de l'indice de Whipple, du ratio des quotients de mortalité à 100 et 101 ans, du ratio des décès à 105 et 100 ans et plus, du ratio des décès à 110 et 105 ans et plus ainsi que du ratio des décès des femmes et des hommes à 100 ans et plus. Nous examinerons aussi la répartition des décès d'une année et d'un âge donnés entre les deux générations concernées. Puisque les problèmes dans les données de décès sont particulièrement présents aux âges élevés, nous nous attarderons aux décès se produisant chez les 65 ans et plus et les 80 ans et plus. Nous comparerons également le Québec avec le Canada, les États-Unis et certains pays pour lesquels on considère que les données sont fiables.

#### 2.2.4.1 Attraction pour les âges ronds

L'indice de Whipple (IW) permet de vérifier l'attraction pour les âges ronds. Il a notamment été utilisé par Wang et al. (1999) pour examiner les décès des centenaires chinois et par Lebel (1999) pour vérifier les décès des Canadiens âgés de 80 ans et plus. Cet indice a été calculé pour les 65, 80 et 100 ans et plus et ce, pour chaque sexe pour des périodes décennales de 1921-1929 à 1990-1999 (voir la note technique dans l'annexe méthodologique). Une valeur de 100 pour cet indice n'indique aucune attraction (ou une compensation entre les âges se terminant par 0 ou 5) alors que des valeurs inférieures et supérieures à 100 reflètent respectivement une répulsion et une

---

<sup>13</sup> Ce problème provient du fait que les gens ont tendance à soustraire l'âge de l'année du décès pour connaître l'année de naissance.

attraction pour les âges ronds.

L'IW calculé pour les 65 ans et plus n'indique aucune attraction pour les âges ronds, excepté chez les femmes de 1921 à 1949 (tableau 2.1). Cette attraction est le résultat d'une forte attraction pour les âges se terminant par 5 et d'une faible répulsion pour les âges se terminant par 0. La répulsion pour le 0 et l'attraction pour le 5 diminuent respectivement à partir de 1960-1969 et 1940-1949 pour les femmes et 1940-1949 et 1960-1969 pour les hommes. Pour les 80 ans et plus, l'IW calculé séparément indique une très forte attraction pour les âges se terminant par 0 et une très forte répulsion pour les âges se terminant par 5 qui s'atténuent pendant la période et ce, de façon plus évidente chez les femmes. La forte attirance pour le 100 est probablement responsable de l'attraction observée pour le 0. La répulsion pour les âges se terminant par 5 semble néanmoins la plus forte puisque l'IW total nous indique une répulsion pour les âges ronds. En comparant le Québec avec le Canada (Lebel, 1999), on constate que les indices du Québec sont généralement du même ordre que ceux du Canada.

Pour les 100 ans et plus, la décroissance rapide des effectifs nous oblige à comparer la moyenne calculée pour le Québec avec l'indice obtenu pour la Suède qui est reconnue pour avoir des données fiables. Selon les Nations Unies, une différence de moins de 5% avec la Suède indique que les données sont très précises, une différence de 5 à 9,99% qu'elles sont relativement précises alors qu'une différence de 10 à 24,99% indique que les données sont correctes (Wang et al., 1999). Dans le cas du Québec, les données féminines sont relativement précises pour la période 1921-1929 et de 1950 à 1969 et très précises pour les autres périodes (tableau 2.2). Pour les hommes, les données sont correctes pour la période 1940-1949, relativement précises pour la période 1921-1929 et très précises pour les autres périodes. Excepté chez les hommes pour les périodes 1950-1959 et 1980-1989, les indices du Québec se situent plus loin de ceux de la Suède que ceux du Canada (Lebel, 1999), ce qui signifie que les données au-dessus de 100 ans souffrent plus de ce type de problème au Québec qu'au Canada.

Tableau 2.1 Indice de Whipple calculé séparément pour les âges se terminant par 0 et 5 et indice de Whipple total calculés à 65 ans et plus et 80 ans et plus selon le sexe et la période, Québec

Années	IW <sup>0</sup>		IW <sup>5</sup>		IW <sub>total</sub>	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
<b>IW<sub>65 ans et +</sub></b>						
1921-29	96,6	90,0	110,2	111,6	102,6	99,7
1930-39	96,5	92,9	110,0	110,3	103,4	100,9
1940-49	95,6	89,3	112,1	109,7	102,8	98,8
1950-59	95,0	89,5	107,7	108,2	100,8	98,2
1960-69	93,9	89,9	107,4	111,0	100,4	99,2
1970-79	94,9	91,3	106,2	110,4	100,4	100,7
1980-89	95,0	93,7	104,5	108,8	99,9	101,2
1990-99	97,2	94,4	103,3	107,5	100,4	101,0
<b>IW<sub>80 ans et +</sub></b>						
1921-29	132,0	128,4	72,5	73,2	98,7	100,9
1930-39	131,7	131,0	75,0	71,2	100,2	98,1
1940-49	127,9	124,6	76,5	71,7	100,5	96,7
1950-59	127,2	124,4	73,4	69,1	97,8	95,1
1960-69	123,1	126,1	78,5	73,0	98,5	97,5
1970-79	120,0	125,9	80,2	74,6	99,7	100,3
1980-89	117,5	129,1	82,6	72,4	100,3	98,5
1990-99	114,1	124,2	86,7	76,6	100,6	98,7

Le calcul séparé de l'IW montre que les données de décès souffrent d'attraction pour les âges se terminant par 5 et de répulsion pour les âges se terminant par 0 chez les 65 ans et plus alors que l'inverse se produit chez les 80 ans et plus. Ces attractions et répulsions s'atténuent néanmoins avec le temps. Mentionnons que l'IW nous permet seulement de savoir s'il y a attraction pour les nombres ronds; il ne donne aucune information sur les autres types de problèmes que peuvent contenir les données et, de ce fait, l'absence de ce problème n'est pas une preuve de la fiabilité des données (Coale et Kisker, 1986).

#### 2.2.4.2 Attraction pour la génération la plus récente

Puisque les gens ont souvent tendance à soustraire l'âge de l'année du décès pour connaître l'année de naissance, nous avons vérifié s'il y avait attraction pour la génération la plus récente entre 1950 et 1999<sup>14</sup>. L'indicateur utilisé est le rapport des

<sup>14</sup> La période 1921-1949 n'est pas considérée puisque les données originales ne sont pas ventilées par année de naissance.

décès de la génération récente et de l'ancienne<sup>15</sup>; un rapport supérieur à 1 indique la présence d'une attraction pour la génération récente et, plus il est supérieur à 1, plus l'attraction est forte. Même si les périodes sont légèrement différentes (par exemple, 1950-1959 pour le Québec et 1951-1960 pour le Canada), nous comparerons les rapports calculés pour le Québec avec ceux obtenus par Lebel (1999) pour le Canada ainsi que ceux de la Suède, de la France et du Japon.

*Tableau 2.2 Indice de Whipple total calculé pour les décès des centenaires selon le sexe et la période. Québec et Suède*

Années	Québec		Suède - Québec	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
1921-29	87,7	99,2	9,5	-8,2
1930-39	99,5	88,5	-3,5	2,9
1940-49	93,1	78,7	3,1	15,7
1950-59	88,0	88,7	9,1	2,7
1960-69	88,2	88,1	8,8	3,4
1970-79	92,4	93,9	3,8	-3,0
1980-89	95,1	94,1	1,0	-3,1
1990-99	94,7	95,3	1,4	-4,4
<b>Suède</b> 1985-94			96,0	91,1

Source: Suède - Wang et al., 1999

Pour le Québec, il y a diminution de l'attraction pour la génération la plus récente chez les deux sexes entre 65 et 80 ans et ce, plus particulièrement de 1950-1959 à 1960-1969. Les tableaux 2.3 et 2.4 donnent les rapports obtenus respectivement pour les femmes et les hommes âgés de 80 ans et plus. D'après ces tableaux, il semble qu'au Québec, de même qu'au Canada (Lebel, 1999), les données féminines souffrent autant de ce type d'attraction que les données masculines. Lebel remarquait que les erreurs de déclaration augmentent avec l'âge pour le Canada à partir de 95 ans et il semble que ce ne soit qu'à partir de 97 ans pour le Québec après 1960. Il y a une forte attraction pour la génération récente chez les femmes et les hommes âgés de 99 ans et plus pour les périodes 1950-1959 et 1960-1969, mais celle-ci s'atténue pendant les périodes suivantes et elle se transforme même en répulsion pour certains âges chez

<sup>15</sup> Autrement dit, pour une année et un âge donné, on rapporte les décès contenus dans le triangle de Lexis du bas sur les décès contenus dans le triangle de Lexis du haut.

Tableau 2.3 Indicateur d'attraction pour une génération (décès de la génération récente sur l'ancienne) pour les femmes selon l'âge pour le Québec et différents pays (Canada, Suède, France et Japon), 1950-1959 à 1990-1999\*

Âge	1950-1959				1960-1969				1970-1979				1980-1989				1990-1999								
	Québec	Canada	Suède	France Japon	Québec	Canada	Suède	France Japon	Québec	Canada	Suède	France Japon	Québec	Canada	Suède	France Japon	Québec	Canada	Suède	France Japon					
80	1,26	1,28	0,92	0,91	1,04	1,10	1,10	0,97	0,94	1,01	1,08	1,07	0,98	0,99	1,10	1,03	1,06	1,00	0,98	1,10	0,94	0,99	0,98	0,94	1,09
81	1,17	1,22	0,95	0,9	1,02	1,05	1,05	0,98	0,93	1,03	1,00	1,04	1,00	0,98	1,11	0,94	1,04	0,99	0,98	1,11	0,98	1,05	0,97	0,99	1,10
82	1,25	1,23	0,95	0,92	1,02	0,99	1,05	1,00	0,93	1,03	0,97	1,06	1,01	0,98	1,09	0,93	1,02	0,97	0,98	1,09	0,95	1,00	1,00	0,99	1,10
83	1,17	1,22	0,95	0,92	1,01	1,04	1,03	1,00	0,94	1,04	1,01	1,08	0,99	0,98	1,10	0,97	1,03	0,96	0,99	1,10	0,96	1,03	1,00	1,00	1,11
84	1,26	1,25	0,96	0,94	1,05	1,07	1,09	1,00	0,94	1,02	1,03	1,08	1,01	1,00	1,09	1,03	1,03	0,98	0,98	1,09	0,97	1,01	1,00	0,99	1,15
85	1,30	1,26	0,97	0,92	1,03	1,07	1,12	1,00	0,94	1,04	1,05	1,08	1,02	0,99	1,11	1,02	1,04	0,98	0,99	1,11	0,93	0,98	1,01	1,00	1,11
86	1,24	1,27	0,98	0,92	1,03	1,07	1,09	1,00	0,96	1,03	1,05	1,07	1,01	1,01	1,11	0,95	1,03	0,99	0,99	1,11	0,94	0,98	1,05	1,01	1,14
87	1,17	1,24	1,06	0,91	1,04	0,98	1,09	1,02	0,96	1,03	1,01	1,06	0,97	1,01	1,13	1,01	1,04	1,00	1,01	1,13	0,92	0,98	1,02	1,02	1,10
88	1,21	1,33	1,02	0,94	1,04	1,12	1,15	1,01	0,96	1,05	1,03	1,10	1,05	1,00	1,13	1,01	1,07	1,00	1,01	1,13	0,95	1,03	1,01	1,00	1,11
89	1,13	1,32	1,04	0,91	1,02	1,14	1,10	1,08	1,00	1,06	1,03	1,10	1,06	1,01	1,15	1,04	1,05	1,03	1,02	1,15	0,96	1,01	1,04	1,03	1,08
90	1,29	1,33	1,10	0,94	1,08	1,18	1,16	1,08	1,00	1,05	1,14	1,14	1,06	1,01	1,14	1,01	1,06	0,99	1,02	1,14	0,96	1,02	1,04	1,04	1,13
91	1,21	1,23	1,20	0,92	1,08	1,07	1,14	1,14	0,99	1,05	1,08	1,15	1,00	1,01	1,15	1,05	1,09	1,04	1,03	1,15	0,95	1,04	1,03	1,06	1,14
92	1,13	1,32	1,26	0,97	1,10	1,06	1,06	1,06	1,02	1,04	1,19	1,14	1,11	1,02	1,17	1,10	1,10	1,07	1,04	1,17	0,99	1,01	1,12	1,07	1,12
93	1,01	1,21	1,30	0,93	1,12	1,02	1,09	1,09	1,05	1,05	1,00	1,15	1,13	1,02	1,19	1,04	1,07	1,04	1,03	1,19	1,04	1,07	1,09	1,08	1,13
94	1,47	1,32	1,04	0,97	1,14	1,04	1,15	1,14	1,01	1,05	1,08	1,13	1,11	1,04	1,20	1,01	1,09	1,07	1,06	1,20	1,07	1,06	1,08	1,09	1,16
95	1,44	1,26	1,07	0,99	1,18	1,20	1,13	1,04	1,03	1,03	1,24	1,19	1,18	1,06	1,19	1,06	1,11	1,03	1,05	1,19	1,03	1,07	1,12	1,09	1,17
96	1,22	1,23	1,04	1,04	1,18	1,00	1,18	1,05	1,08	1,07	1,09	1,22	1,10	1,09	1,19	1,04	1,08	1,10	1,07	1,19	1,06	1,04	1,06	1,10	1,21
97	1,71	1,33	1,09	1,01	1,07	1,11	1,19	1,17	1,10	1,10	1,38	1,24	1,17	1,02	1,19	1,20	1,21	1,07	1,07	1,19	1,03	1,04	1,26	1,12	1,23
98	1,37	1,32	1,06	1,02	1,21	0,99	1,16	1,05	1,10	1,19	1,31	1,23	0,97	1,08	1,21	1,32	1,22	1,16	1,10	1,21	1,05	1,07	1,14	1,11	1,21
99	12,60	9,87	1,07	1,14	1,35	10,09	12,30	1,17	1,28	1,17	1,30	1,47	1,02	1,06	1,21	1,16	1,17	1,09	1,07	1,21	1,01	1,08	1,06	1,16	1,25
100	25,50	305,00	0,89	1,85	0,97	4,54	62,63	1,09	1,66	1,16	1,74	1,77	1,34	1,22	1,31	1,16	1,08	1,06	1,23	1,31	1,07	1,13	1,20	1,15	1,24
101	26,00	82,00	0,79	1,26	1,13	3,40	24,75	1,24	1,12	1,26	1,56	1,58	1,04	1,25	1,32	1,03	1,17	1,22	1,08	1,32	1,16	1,13	1,11	1,21	1,25
102	18,00	101,00	0,62	1,08	1,17	4,50	50,00	1,63	1,24	1,55	3,23	1,76	1,04	1,25	1,27	1,37	1,22	1,13	1,12	1,27	1,09	1,10	1,20	1,17	1,31
103	3,50	28,00	0,75	1,58	1,15	3,25	30,50	0,90	1,16	0,94	3,71	1,74	1,46	1,19	1,23	0,95	1,30	0,96	1,08	1,23	1,00	1,32	1,18	1,27	1,14
104	--	--	1,00	0,93	1,30	3,33	27,00	1,71	1,35	2,58	2,17	1,89	2,33	1,33	1,27	0,78	1,14	1,47	1,08	1,23	1,40	1,50	1,14	1,13	1,33
105	6,00	21,00	--	1,70	2,50	--	--	0,60	1,21	0,75	1,80	1,75	1,60	1,08	1,08	0,76	1,05	1,07	1,23	1,08	1,18	1,34	1,50	1,32	1,17
106	--	--	--	0,37	4,00	--	--	2,50	2,02	1,25	1,00	1,63	1,20	1,47	1,55	0,90	1,01	1,00	1,33	1,55	1,46	1,06	1,00	1,19	1,61

\* Les périodes respectives pour les pays de comparaison sont: 1951-1960, 1961-1970, 1971-1980, 1981-1990 et 1991-1995.

Sources: Canada, Suède, France et Japon: Tableau 3.2, Lebel (1999)

Québec: Décès 1950-1999; données spéciales, Statistique Canada (2000)



les hommes de 1990 à 1999.

De façon générale, les rapports des décès de la génération récente et de l'ancienne du Québec sont inférieurs à ceux du Canada. Ils sont cependant plus élevés que ceux des pays de référence, mais on observe un rapprochement des rapports du Québec avec ceux des pays de référence entre 1950 et 1999. Ainsi, l'examen de l'évolution dans le temps du rapport de la génération récente et de l'ancienne et la comparaison du Québec avec divers pays de référence nous montrent que la qualité de la déclaration de l'année de naissance s'est améliorée pour les 80 ans et plus depuis 1950.

#### **2.2.4.3 Comparaison de l'âge maximal au décès**

Dans cette section, les âges maximaux au décès observés au Québec sont comparés à ceux de pays dont la qualité des données est fiable afin de vérifier la qualité des données québécoises. Comme les âges les plus élevés au décès varient rapidement, nous avons retenu les premier, deuxième et troisième âges maximaux de 1950-1959<sup>16</sup> à 1990-1999 ainsi que pour la période entière (1950-1999).

L'âge maximal au décès observé pour l'ensemble de la période est 114 ans et il a été observé chez les hommes aux périodes 1970-1979 et 1980-1989 (tableau 2.5). Pour les femmes, l'âge le plus élevé, 113 ans, a été observé aux périodes 1980-1989 et 1990-1999. Comme il est reconnu que les femmes meurent à un âge plus élevé que les hommes et considérant que Bourbeau et Desjardins (2001; 2000a) ont montré que le premier vrai supercentenaire au Québec (parmi les Canadiens Français catholiques nés au Canada) est décédé en 1983, il est peu vraisemblable que le plus vieux décès observé soit celui d'un homme, surtout à la période 1970-1979. En comparant le

---

<sup>16</sup> Les âges maximaux au décès ne sont pas considérés de 1921 à 1949 puisque, dans les données originales, seuls les décès totaux du groupe ouvert à 100 ans et plus sont connus.

Tableau 2.5 Âge le plus élevé au décès selon le sexe au cours de différentes périodes au Québec et pour divers pays

Pays et Périodes	Femmes			Hommes		
	1 <sup>er</sup> plus vieux	2 <sup>e</sup> plus vieux	3 <sup>e</sup> plus vieux	1 <sup>er</sup> plus vieux	2 <sup>e</sup> plus vieux	3 <sup>e</sup> plus vieux
<b>Québec</b>						
1950-59	110	108	107	112	105	104
1960-69	108	106	106	110	107	105
1970-79	109	109	108	114	112	106
1980-89	113	110	109	114	113	110
1990-99	113	111	111	110	110	108
1921-99	113	111	111	114	113	110
<b>Canada</b>						
1951-60	113	110	110	112	110	110
1961-70	109	109	109	110	110	109
1971-80	114	113	112	114	112	111
1981-90	113	111	111	118	116	113
1991-95	116	113	113	112	112	111
1951-95	116	114	113	118	116	114
<b>États-Unis</b>						
1980 (Vital Stat.)	122	121	120	122	117	114
1979-81 (Medicare)	124	124	123	124	122	118
<b>Suède</b>						
1901-14	106	106	105	105	104	103
1914-30	106	105	105	105	105	104
1930-45	106	105	105	106	106	105
1945-67	109	107	107	106	105	105
1983	107	105	—	106	105	—
<b>Japon</b>						
1953	112	108	107	105	104	104
1958	109	108	107	105	104	102
1963	109	108	107	104	102	102
1968	105	105	104	103	102	102
1973	107	107	105	107	105	105
1978	107	107	106	108	107	106
1983	109	107	106	107	106	105
<b>France</b>						
1920-29	104	104	104	104	104	104
1929-38	104	104	104	104	103	103
1948-69	109	108	108	107	106	106
<b>Pays-Bas</b>						
1910-25	104	104	104	104	104	103
1925-45	106	105	103	103	103	103
1945-70	110	109	108	109	107	106
<b>Suisse</b>						
1876-1914	106	104	102	103	103	103
1914-1948	105	104	104	105	105	103
1948-1970	108	106	105	105	105	105

Source: À l'exception du Québec: Tableau 3.4, Lebel (1999)  
 Québec: Décès 1950-1999: données spéciales, Statistique Canada (2000)

Québec avec le Canada<sup>17</sup>, on constate que, pour les femmes, les âges maximaux au décès au Québec sont inférieurs à ceux du Canada pour l'ensemble des périodes décennales étudiées. Pour les hommes, les âges maximaux du Québec sont égaux à ceux du Canada de 1950 à 1979 et inférieurs pour les autres périodes. Les âges maximaux au décès observés au Québec sont également inférieurs à ceux observés aux États-Unis mais plus élevés que ceux des pays de référence. Le deuxième âge le plus élevé au décès au Québec, pour l'ensemble de la période, est de 113 ans chez les hommes et 111 ans chez les femmes; encore une fois, l'âge le plus élevé observé se retrouve chez les hommes. Les deuxièmes âges les plus élevés au décès au Québec sont inférieurs à ceux du Canada et grandement inférieurs à ceux observés pour les États-Unis mais ils sont supérieurs à ceux des pays de référence, excepté pour les hommes de 1950 à 1969 et pour les femmes de 1950 à 1979, où ils sont du même ordre. Quant au troisième âge le plus élevé au décès au Québec, il est de 111 ans pour les femmes et 110 ans pour les hommes pour l'ensemble de la période. Cette fois-ci, l'âge le plus élevé au décès se retrouve donc chez les femmes. Si on regarde période par période, on constate que les troisièmes âges les plus élevés au décès au Québec sont toujours inférieurs à ceux du Canada et très inférieurs à ceux des États-Unis. Ils sont cependant supérieurs à ceux des pays de référence, excepté de 1950 à 1969, où ils sont du même ordre.

On remarque finalement que les trois âges les plus élevés au décès augmentent chez les femmes depuis 1960-1969. Chez les hommes, aucune tendance n'est visible pour l'âge maximal au décès alors que les deuxième et troisième âges les plus élevés au décès ont augmenté de 1950 à 1989 pour ensuite diminuer. Le Québec ressemble au Canada sur ce point. Le Québec ressemble également au Canada dans la mesure où

<sup>17</sup> La différence entre les périodes étudiées pour le Canada et le Québec (par exemple: 1951-1960 et 1950-1959) pourrait fausser les résultats de la comparaison si les âges maximaux observés le sont en 1950, 1960, 1970, 1980 ou 1990. C'est le cas pour l'âge maximal au décès chez les hommes, en 1990-1999 et chez les femmes, pour l'âge maximal aux périodes 1960-1969 et 1980-1989, le deuxième âge le plus élevé au décès en 1960-1969 et le troisième âge le plus élevé au décès pour la période 1970-1979. Ce problème est également présent pour la comparaison avec les pays de référence. Mais, comme le but de cette comparaison est d'avoir une idée plus précise de la qualité des données en comparant les âges maximaux au décès du Québec avec ceux du Canada, des États-Unis et des pays de référence, les légères différences qui existent entre les limites des périodes ne posent pas de problème.

les trois âges les plus élevés au décès au Québec sont supérieurs à ceux observés dans les pays de référence, ce qui met en évidence une surestimation de l'âge au décès au Québec qui ne serait pas concentrée qu'à l'âge maximal. Les données québécoises sont toutefois de meilleure qualité que les données américaines où la surestimation de l'âge au décès semble très forte.

#### **2.2.4.4 Surestimation de l'âge au décès des centenaires**

Dans son mémoire, Lebel (1999) a utilisé des indicateurs suggérés par Kannisto (1988) pour examiner la qualité des données de décès se produisant à 100 ans et plus au Canada. Dans cette section, nous calculons ces indicateurs pour vérifier les décès des centenaires au Québec et comparons les résultats obtenus avec ceux du Canada et de divers pays de référence (encore une fois, les périodes comparées diffèrent légèrement). Quatre indicateurs sont calculés pour chaque sexe et ce, pour des périodes décennales de 1950-1959<sup>18</sup> à 1990-1999.

Le premier indicateur est le ratio des décès se produisant à 105 et 100 ans et plus. Selon Kannisto (1988), ce ratio ne devrait pas excéder 5% et être plus petit pour les hommes que pour les femmes. Au Québec, il dépasse toujours 5%, excepté pour les hommes aux périodes 1950-1959 et 1970-1979, et il est plus petit chez les hommes, excepté de 1960 à 1969 (tableau 2.6). Le ratio diminue depuis 1980-1989 pour les deux sexes. En comparant avec le Canada, on constate que les ratios sont toujours inférieurs au Québec, excepté pour les femmes de 1950 à 1959 et les hommes de 1980 à 1989. Les ratios du Québec sont cependant plus élevés que ceux des pays de référence, ce qui suppose une surestimation de l'âge au décès à 100 ans et plus au Québec. Le deuxième indicateur calculé est le ratio des décès se produisant à 110 et 105 ans et plus. Les données sont jugées de bonne qualité si ce ratio est inférieur au ratio calculé précédemment et donc nécessairement inférieur à 5%. Les ratios obtenus pour les hommes du Québec sont plutôt élevés; le plus bas est de 6% à la période 1990-1999 et le plus élevé est de 50% aux périodes 1950-1959 et 1970-1979. En

---

<sup>18</sup> Les âges maximaux au décès ne sont pas considérés de 1921 à 1949 puisque, dans les données originales, seuls les décès totaux du groupe ouvert à 100 ans et plus sont connus.

Tableau 2.6 Indicateurs de fiabilité des données sur les décès de centenaires du Québec et de différents pays pour différentes périodes

		Décès 105+/100+ (%)		Décès 110+/105+ (%)		q <sub>100</sub> / q <sub>101</sub>		Décès 100+ Femme/Homme
		Femme	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	
<b>Québec</b>	1950-59	12,7	4,3	6,3	50,0	1,19	1,00	2,7
<b>Québec</b>	1960-69	5,1	9,6	0,0	14,3	1,02	0,92	2,4
<b>Québec</b>	1970-79	6,1	3,2	0,0	50,0	1,20	1,18	2,7
<b>Québec</b>	1980-89	8,4	7,8	3,0	13,0	0,84	0,85	2,7
<b>Québec</b>	1990-99	8,3	7,4	5,7	6,1	0,92	0,98	4,2
<b>Québec</b>	1950-99	8,1	7,0	4,5	13,0			3,4
<b>Canada</b>	1951-60	8,9	8,9	12,1	17,6	1,04	1,10	1,9
<b>Canada</b>	1961-70	6,7	10,7	---	3,0	1,00	1,15	2,1
<b>Canada</b>	1971-80	6,6	7,1	4,8	5,6	0,91	0,98	2,5
<b>Canada</b>	1981-90	8,7	6,7	5,5	6,9	0,93	0,98	3,0
<b>Canada</b>	1991-95	9,8	8,3	5,0	4,6	0,94	0,92	3,9
<b>Canada</b>	1951-95	8,5	7,8	5,2	6,3			2,9
<b>États-Unis</b>								
<i>Blanc</i>	1960-69	7,5	8,8	9,6	14,6	0,97	1,02	2,4
	1970-79	7,4	7,8	6,0	10,0	---	---	3,0
<i>Non-Blanc</i>	1960-69	29,8	30,2	29,2	30,5	1,38	1,25	1,8
	1970-79	28,6	28,9	25,8	22,2	---	---	1,9
<b>Japon</b>	1950-69	4,4	5,3	13,8	---	0,99	1,19	3,5
	1970-82	4,2	3,9	3,1	2,6	0,97	1,13	3,8
<b>Suède</b>	1920-83	3,7	2,4	---	---	0,96	0,88	2,1
<b>France</b>	1970-83	4,6	3,2	---	---	0,97	1,07	4,4
<b>Pays-Bas</b>	1910-85	4,4	2,4	5,1	---	0,96	0,97	2,0
<b>Angleterre et Pays de Galles</b>	1950-83	5,1	3,0	2,0	9,4	0,94	0,93	5,9
<b>Finlande</b>	1920-83	3,5	1,0	0,2	---	0,90	0,93	4,2
<b>Nouvelle-Zélande</b>								
<i>Non-Maoris</i>	1947-84	5,3	4,9	---	33,3	0,93	1,16	2,8
<i>Maoris</i>	1947-84	42,1	30,4	35,6	21,4	3,73	1,40	2,3

--- Pas assez de cas pour calculer un ratio

Sources:

À l'exception du Québec: Tableau 3.5, Lebel (1999)

Québec: Décès 1950-1999: données spéciales, Statistique Canada (2000)

Quotients reconstitués: Tableau A.2.4

aucun cas le ratio est inférieur à 5% ou même au ratio précédent, excepté de 1990 à 1999. Pour les femmes, le ratio obtenu est toujours inférieur au premier ratio calculé et il est supérieur à 5% pour les périodes 1950-1959 et 1990-1999. Il y a donc une meilleure déclaration de l'âge au décès chez les centenaires féminins. Les ratios des hommes du Québec sont toujours supérieurs à ceux du Canada alors que pour les femmes, les ratios du Québec ne sont supérieurs à ceux du Canada que de 1990 à 1999. Le ratio des hommes du Québec en 1970-1979 est très supérieur à celui des Blancs des États-Unis alors que ceux des femmes sont inférieurs de 1960 à 1979. Par rapport aux pays de référence, les ratios du Québec sont généralement supérieurs pour les deux sexes.

Le troisième indicateur est le ratio du quotient de mortalité à 100 et 101 ans. Il est calculé à l'aide des quotients reconstitués par la méthode des générations éteintes qui sont généralement plus exacts. Comme la probabilité de décéder à 101 ans devrait être plus forte que celle de décéder à 100 ans, ce ratio sera inférieur à 1 s'il n'y a pas de préférence à déclarer 100 plutôt que 101 ans. Au Québec, c'est le cas chez les femmes à partir de 1980 et chez les hommes pour la période 1960-1969 et de 1980 à 1999. Les ratios des femmes sont supérieurs à ceux des hommes jusqu'en 1979 soulignant ainsi la forte tendance des femmes à déclarer 100 plutôt que 101 ans avant 1980 au Québec. Les ratios du Québec sont supérieurs à ceux du Canada aux périodes 1970-1979 et 1990-1999 pour les hommes et de 1950 à 1979 pour les femmes. La comparaison avec les pays de référence montre que les ratios sont plus élevés au Québec. Le dernier indicateur utilisé pour vérifier la qualité des données est le ratio des décès des femmes et des hommes à 100 ans et plus. Pour la Suède et les Pays-Bas, le ratio calculé est de 2 alors qu'au Québec, le ratio minimum observé est de 2,4 en 1960-1969. Les ratios du Québec sont plus élevés que ceux du Canada, excepté de 1980 à 1989, et l'évolution dans le temps montre qu'ils se rapprochent des ratios du Japon, de l'Angleterre et Pays de Galles, de la France et de la Finlande. L'amélioration de la qualité des données au Québec a donc amené l'indicateur à prendre des valeurs se rapprochant de plus en plus de celles de pays ayant une bonne qualité de données.

En résumé, les données québécoises de décès montrent une attirance pour les âges se terminant par 5 et une répulsion pour les âges se terminant par 0 chez les 65 ans et plus et une attirance pour les âges se terminant par 0 et une répulsion pour les âges se terminant par 5 chez les 80 ans et plus. Ces attractions et répulsions sont plus fortes en début qu'en fin de période. Les données souffrent également d'une attirance, un peu plus forte que celle du Canada, envers l'âge de 100 ans. Celle-ci entraîne une surestimation de l'âge au décès à 100 ans par rapport à 101 ans, comme au Canada. On constate toutefois qu'il y a amélioration de la déclaration de l'âge au décès entre 1950 et 1999 pour les deux sexes. La qualité des données du Québec est moins grande que celle des pays de référence mais supérieure à celle des États-Unis. Étant donné l'existence démontrée d'un profil nord-américain de faible mortalité (Bourbeau et Lebel, 2000), il faut considérer que les résultats obtenus sur la qualité des données peuvent être influencés par ce profil plutôt que seulement par une mauvaise qualité des données québécoises. La vérification des décès de centenaires avec le certificat de décès qui s'effectue depuis 1999 (Bourbeau et Desjardins, 2000b) devrait, par ailleurs, jouer en faveur d'une qualité des données de plus en plus fiable au Québec.

### **2.2.5 Effets d'une mauvaise qualité des données**

Lorsque les données de population et de décès sont affectées par des problèmes qui réduisent la qualité des données, cela peut créer des biais dans la mesure de la mortalité, particulièrement aux âges élevés (Preston et al., 1999). Dans cette section, nous voyons quels sont ces biais ainsi que l'effet qu'ils peuvent avoir sur la mesure de la mortalité et des phénomènes de compression et de rectangularisation.

Une première conséquence sur la mesure de la mortalité, la sous-estimation des taux de mortalité (Preston et al., 1999; Coale et Kisker, 1990; 1986), découle de l'exagération de l'âge au décès et dans la population ou de l'exagération de l'âge, seulement dans la population. Le nombre de personnes très âgées diminuant rapidement avec l'âge, la surestimation de l'âge au décès a pour effet de gonfler le dénominateur des taux de mortalité (Bourbeau et Lebel, 2000; Coale et Kisker, 1990).

Une surestimation assez sérieuse aux âges élevés pourrait rendre les taux de mortalité associés à ces groupes d'âges très peu fiables (Rosenwaike et Logue, 1983). Par ailleurs, l'amélioration de la déclaration de l'âge permet de voir ce problème puisque cela réduit l'effectif de population auquel on s'attendait; on pourrait être porté à croire qu'il y a une augmentation de la mortalité plutôt qu'une amélioration de la qualité des données (Kannisto, 1999). Dans le cas d'une diminution des taux de mortalité, il n'est pas dit que nous le remarquerions tout de suite ou encore que nous l'attribuerions à la bonne cause (Wilmoth et Lundström, 1996). Selon Coale et Kisker (1990) et Preston et al. (1999), la sous-estimation de la mortalité serait probablement à l'origine du « *mortality crossover* » qui se distingue par une mortalité forte aux jeunes âges et une mortalité faible aux âges élevés. Une surestimation de l'âge au décès ou dans la population peut aussi avoir des effets déterminants dans les petits groupes tel que celui formé par les centenaires. Par exemple, le ratio des sexes calculé à partir des données de décès ou de population sera éventuellement affecté (Kannisto, 1988) par l'exagération de l'âge plus présente chez les hommes (Kannisto, 1999; 1988).

La mauvaise qualité des données affecte également les phénomènes de compression (Manton et Singer, 1994) et de rectangularisation (Myers et Manton, 1984). En effet, une surévaluation de ces phénomènes peut être causée par l'exagération de l'âge dans la population; en surestimant l'âge, on associe une plus grande proportion de gens à un intervalle d'âges plus petits aux âges élevés. Comme dans le cas de la mesure de la mortalité, une mauvaise qualité des données aux âges élevés traduite par un report de l'âge vers des âges plus élevés mène à des résultats biaisés et peu valides (Nusselder, 2000). La prudence demeure de mise puisque les indicateurs, calculés à partir de données tirées de tables de mortalité, peuvent difficilement refléter, selon le cas, les erreurs de mesure ou autres existant dans les données (Lynch et Brown, 2001).

Un examen de la qualité des données est donc nécessaire avant de commencer une étude de la mortalité ou des phénomènes de compression et de rectangularisation. La vérification des données québécoises a montré la présence de quelques problèmes

pendant la période 1921-1999 pour les données de population et de décès. Afin d'avoir un portrait représentatif de la mortalité québécoise, nous utiliserons divers moyens pour parer à la mauvaise qualité et réduire les conséquences liées à celle-ci. Parmi ces moyens, on retrouve l'utilisation d'effectifs de population et de quotients reconstitués et l'utilisation de taux estimés plutôt qu'observés aux âges élevés pour la construction des tables de mortalité.

## **2.3 Méthodologie**

Dans cette section, nous examinons en détails diverses méthodes de correction des données, d'estimation de la mortalité aux grands âges ainsi que des outils d'analyse.

### **2.3.1 Correction des données**

Les méthodes utilisées pour corriger les données proviennent soit du rapport que nous avons produit (Blackburn, Martel et Bourbeau, 2002) au sein de l'équipe Longévité et Mortalité de l'Université de Montréal, soit du document méthodologique de la *Human Mortality Database*<sup>19</sup> (Wilmoth et al., 2002). Dans le cas des corrections effectuées sur les données brutes (section 2.3.1.1), nous étions les mieux placés pour les faire étant donné notre connaissance des données et du contexte de la mortalité au Québec. Pour répartir les décès dans différentes générations ou encore éclater les décès d'un groupe ouvert (sections 2.3.1.2 et 2.3.1.3), nous avons utilisé les méthodes de la HMD.

#### **2.3.1.1 Méthode de répartition des décès à âge et/ou génération et/ou sexe non définis**

Pour la période 1950-1999, des corrections ont été faites dès la réception des données puisque certains décès étaient mal identifiés que ce soit pour la province, le sexe, l'âge ou la génération. Il y avait également des décès sans âge mais avec une génération, avec l'âge mais sans la génération et sans âge ni génération. Nous avons

---

<sup>19</sup> La Human Mortality Database est une base de données internationale sur la mortalité. Nous y collaborons en tant que spécialistes de la mortalité canadienne.

d'abord réparti les décès pour lesquels il manquait une ou plusieurs informations. En ne considérant que ces corrections, il y avait, au total, 15 864 décès mal identifiés sur les 2 128 483 décès de la province de Québec, ce qui représente 0,75% des décès de la province. Suite à ces premières corrections, deux corrections supplémentaires ont dû être faites. Nous avons d'abord corrigé les 101 ans entre 1963 et 1965 puisque tous les décès situés à 100 ans et plus avaient été associés à l'âge de 101 ans dans la génération la plus récente. Nous avons ensuite corrigé les décès observés à 0 an en 1975 et 1976 puisqu'ils ne correspondaient pas à ceux publiés par les organismes officiels. Ces corrections effectuées, il ne restait aucun décès mal identifié dans la base de données québécoise sur la mortalité.

L'impact des corrections apportées est plutôt faible; le pourcentage de décès corrigés au Québec, avant les corrections apportées pour les années 1963, 1964, 1965, 1975 et 1976, est de 0,75%. Les corrections faites de 1963 à 1965 ont permis de répartir les décès à 101 ans selon une moyenne faite sur la plupart des années 1960 alors que les corrections apportées aux décès des années 1975 et 1976 ont permis de redistribuer les décès à 0 an afin que les données que nous avons ressemblent davantage à celles publiées par les organismes officiels. Dans cette optique, les corrections effectuées ne modifient pas les résultats de façon significative.

### **2.3.1.2 Méthode de répartition des décès dans les triangles de Lexis**

Comme le double classement des décès (par année d'âge et de naissance) est nécessaire pour reconstituer les populations avec la méthode des générations éteintes (Vincent, 1951), nous avons dû répartir les décès de 1921 à 1949 entre les générations récentes et anciennes. Pour ce faire, nous avons utilisé la méthode de la HMD qui tient compte du fait qu'à 0 an, les décès sont majoritairement concentrés dans la génération la plus récente, et qu'à chaque âge, la taille relative des deux cohortes peut affecter la distribution des décès dans les triangles de Lexis. L'équation utilisée est basée sur une régression multiple des données de trois pays (Suède, Japon et France) et permet de répartir les décès dans les triangles de Lexis (Wilmoth et al., 2002).

### 2.3.1.3 Méthode de répartition des décès du groupe ouvert à 100 ans et plus

Puisqu'aucune vérification n'était faite auparavant pour les décès à 100 ans et plus et que leur fiabilité ainsi que leur nombre était trop faibles pour les rendre disponibles par année d'âge, seuls les décès du groupe ouvert à 100 ans et plus sont connus entre 1921 et 1950.

Comme les phénomènes de compression et de rectangularisation se situent principalement autour de 80 ans, le calcul des indicateurs n'est pas influencé par le fait que les décès se produisant à 100 ans et plus ne soient pas répartis par année d'âge. La majorité des auteurs qui ont traité des phénomènes de compression ou de rectangularisation ont terminé leurs graphiques à 100 ans mais Myers et Manton (1984) sont les seuls à avoir mentionné que, selon eux, 85 ans est un peu trop tôt pour arrêter l'étude de ces phénomènes. Par contre, la répartition des décès par année de naissance est nécessaire pour reconstituer les populations à l'aide de la méthode des générations éteintes. Cela permettrait d'avoir un plus grand groupe de générations éteintes à notre disposition. L'intérêt de comparer les populations estimées et recensées avec les populations reconstituées sur une longue période (1921 à 1999) a donc joué en faveur de la répartition des décès du groupe ouvert. Pour ce faire, on utilise la méthode de la HMD (Wilmoth et al., 2002) qui assume constante la mortalité dans le groupe d'âge 100 ans et plus et traite les décès du groupe ouvert comme s'ils étaient ceux d'une seule cohorte. Le niveau constant de la mortalité est obtenu par une régression log-linéaire de la mortalité suédoise de 1861-1869 à 1990-1999. Avec cette méthode, les décès peuvent être estimés jusqu'à 130 ans mais, sachant que le premier vrai supercentenaire au Québec est décédé en 1983 (Bourbeau et Desjardins, 2001; 2000a), il semble plus réaliste que 110 ans soit l'âge maximal au décès dans ce cas.

Ceci fait, les décès sont connus pour tous les âges jusqu'à 110 ans de 1921 à 1949 et jusqu'à 119 ans de 1950 à 1999. La méthode employée pour distribuer les décès à 100 ans et plus de 1921 à 1949 ne modifie pas le calcul des indicateurs pour cette

période puisque le nombre de décès se produisant à 100 ans et plus est établi et qu'une hypothèse est faite seulement sur la répartition.

### **2.3.2 Méthodes d'estimation de la mortalité aux grands âges**

Les méthodes d'estimation de la mortalité aux grands âges sont: la méthode des générations éteintes et la méthode du taux de survie, qui permettent de reconstituer les populations respectivement à partir de générations éteintes et non-éteintes.

#### **2.3.2.1 La méthode des générations éteintes**

Cette méthode, proposée par Vincent (1951), consiste à utiliser les données de décès, plus fiables que les données de population (Bourbeau et Desjardins, 2000b; Bourbeau et Lebel, 2000; Lebel, 1999; Elo et Preston, 1994; Condran et al., 1991; Coale et Kisker, 1990; Rosenwaike et Logue, 1983; Myers, 1966), pour reconstituer les populations aux âges élevés. Elle permet de pallier à une mauvaise qualité des données. Son utilité a été démontrée en comparant les populations reconstituées avec les effectifs de population pour des pays ayant une bonne qualité de données (Lebel, 1999).

Pour appliquer la méthode des générations éteintes, il faut avoir les décès par année d'âge et de naissance en plus de connaître l'année du décès. Comme nous reconstituons les populations sur la base des décès, ceux-ci doivent être représentatifs de la réalité. L'examen de la qualité des données québécoises de décès effectué plus tôt a montré quelques problèmes pour les 80 ans et plus, mais ceux-ci se sont atténués avec le temps. De plus, Bourbeau et Desjardins (2001; 2000a) ont montré que les données sur l'âge au décès des centenaires sont très bonnes entre 1985 et 1999 pour les Canadiens Français catholiques (nés au Canada). De toute façon, Wilmoth et Lundström (1996) le soulignent, quelques petites erreurs de déclaration ne devraient pas avoir un effet trop important sur l'estimation de la mortalité aux âges avancés lorsqu'on utilise cette méthode. Également, puisque seuls les décès servent à reconstituer les populations, nous devons supposer qu'il n'y a pas de migration afin que les résultats obtenus ne soient pas biaisés. Cette hypothèse est proche de la réalité

pour le Québec puisque la migration est peu présente parmi les personnes très âgées; pour les sortants, 0,52% des hommes et 1,50% des femmes de 80 ans et plus sont concernés par la migration interprovinciale alors que pour les entrants, ce sont respectivement 0,37 et 1,21% (Statistique Canada, 2001). La méthode consiste à sommer les décès de générations qui sont éteintes (générations pour lesquelles tous les individus qui en faisaient partie sont décédés) à l'âge maximal ( $\omega$ ), en commençant par les décès se produisant à l'âge ( $\omega-1$ ) et en remontant jusqu'aux décès se produisant à l'âge à partir duquel on veut calculer les populations reconstituées au 1<sup>er</sup> janvier. Puisque les données de population et de décès sont fiables pour les moins de 80 ans au Québec, cet âge de départ est 80 ans. Par ailleurs, comme le nombre de décès se produisant à partir de 110 ans est très faible au Québec, 12 décès pour les femmes et 9 pour les hommes pour la période 1921-1999, nous posons 110 ans comme âge maximal au décès pour les générations que l'on ne peut pas suivre au-delà de cet âge.

Les populations reconstituées obtenues permettent de mieux mesurer la mortalité aux grands âges et sont plus fiables que les populations recensées et estimées. La comparaison faite plus tôt entre ces trois types de population a montré, pour les années contenant seulement des générations éteintes à partir de 80 ans (1921 à 1969), que les populations estimées et recensées sous-estiment les effectifs reconstitués. Les pourcentages de différence sont cependant assez petits pour qu'on pense que la qualité des données est bonne au Québec pendant la période étudiée. À ce sujet, Elo et Preston (1994) mentionnent que la méthode des générations éteintes montre en fait ce que seraient les estimations de mortalité et de population si on éliminait les inconsistances au niveau des déclarations d'âges entre le recensement et la Statistique de l'état civil.

Lorsque les générations ne sont pas toutes éteintes, on ne peut appliquer telle quelle la méthode des générations éteintes puisque que nous ne connaissons pas tous les décès de la génération ni l'âge maximal, à moins de faire des hypothèses. À ce

moment, on utilise la méthode du taux de survie pour reconstituer les populations à partir des générations non-éteintes.

### 2.3.2.2 La méthode du taux de survie

La méthode du taux de survie est utilisée lorsque les générations que nous étudions ne sont pas tout à fait éteintes (Andreev, 1999; Lebel, 1999; BMD; HMD), c'est-à-dire que les individus ne sont pas tous décédés ou n'ont pas atteint 110 ans, selon notre supposition, avant la fin de la dernière année étudiée (1999).

Cette méthode suppose que la mortalité des cohortes éteintes précédentes s'applique également aux cohortes non-éteintes auxquelles on s'intéresse (Depoid, 1973). Comme on suppose que le taux de survie demeure constant d'une cohorte à l'autre<sup>20</sup>, la formule qui permet de trouver les populations manquantes est la suivante :

$$P(x, y+1) = P(x, y) * \frac{D_k(x, y+1)}{D_k(x, y)} \quad (1)$$

où  $P(x, y)$  est la population âgée de  $x$  années au 1<sup>er</sup> janvier de l'année  $y$  et  $D_k(x, y)$  sont les décès de la cohorte âgée de  $x$  années au 1<sup>er</sup> janvier de l'année  $y$ , pour les  $k$  années précédant l'année  $y$ .

Lorsqu'on connaît  $P(x, y+1)$ , il suffit d'additionner les décès pour trouver la population âgée de  $(x-1)$  années au 1<sup>er</sup> janvier de l'année  $y$  et ainsi de suite. La population âgée de  $(x-1)$  années au 1<sup>er</sup> janvier de l'année  $(y+1)$  peut être calculée en réitérant l'équation (1) et on continue de cette façon afin de trouver toutes les populations manquantes.

La méthode de la HMD est privilégiée ici parce qu'elle considère que le taux de survie peut varier d'une cohorte à l'autre et qu'elle applique la méthode aux cohortes non-éteintes ayant au moins 90 ans à la fin de la période d'observation, ce qui réduit

<sup>20</sup> Dans le cas où le taux de survie de cohortes successives n'est pas constant, il faut utiliser une version modifiée de la méthode du taux de survie (Wilmoth et al., 2002). Celle-ci introduit une constante  $c$  qui est telle que la population estimée entre 90 et  $(\omega-1)$  ans est égale à l'estimation officielle de la population dans le groupe ouvert à 90 ans et plus. Lorsque l'estimation officielle n'est pas disponible ou peu fiable, on utilise  $c = 1$ .

les biais causés par des hypothèses ayant une trop longue portée (Thatcher et al., 2002; Kannisto, 1996; 1994). Plusieurs années et cohortes peuvent être considérées pour calculer le ratio afin de réduire les variations causées par le petit nombre de décès et la surestimation de l'âge au décès. Pour le Canada, Lebel (1999) a utilisé 5 cohortes et 7 années. De leur côté, Thatcher et al. (2002) suggèrent d'étendre le calcul sur 5 cohortes et 5 années pour avoir une combinaison optimale. C'est ce qui est fait pour la HMD et dans cette étude. La population ainsi reconstituée a été comparée plus tôt aux populations estimées et recensées; pour les années contenant des générations presque éteintes (1970 et suivantes), les populations estimées et recensées surestiment les effectifs reconstitués. L'utilisation des populations reconstituées permettra donc d'améliorer sensiblement le calcul de la mortalité aux grands et très grands âges (Meslé et Vallin, 2000) pour la province de Québec.

### **2.3.3 Outils d'analyse**

Les outils d'analyse utilisés sont les surfaces, qui donnent une vue d'ensemble de l'évolution des effectifs de population et de la mortalité, les tables de mortalité du moment, qui fournissent des éléments utiles au calcul des indicateurs, et les indicateurs de compression et de rectangularisation, qui permettent de mieux caractériser ces phénomènes.

#### **2.3.3.1 L'utilisation des surfaces**

Les démographes ont dessiné des représentations en trois dimensions de la densité de la population au moins depuis Berg (en 1860) (Vaupel et al., 1997). Dans un livre traitant de l'évolution de la mortalité en Europe, Delaporte (1941) a utilisé des graphiques en trois dimensions et plusieurs autres ont fait de même. L'intérêt d'avoir un outil de visualisation facilitant l'interprétation d'une masse d'informations a conduit les démographes à utiliser de plus en plus les surfaces, également appelées courbes de niveau. Ces dernières ont l'avantage de présenter de façon claire, efficace, simultanée et révélatrice, beaucoup d'informations difficilement représentables sur un graphique à deux dimensions. Les surfaces concentrent l'attention sur des aspects

négligés de données déjà étudiées et certaines tendances locales ou persistantes dans le temps peuvent alors être mises en évidence (Vaupel et al., 1997).

Les surfaces sont construites en utilisant un logiciel conçu spécialement à cette fin; ce dernier, qui a pour nom Lexis, a été élaboré par Kirill Andreev (1999) dans sa thèse de doctorat. Il y explique d'ailleurs la marche à suivre pour construire une surface. Celle-ci est très simple dans la mesure où il suffit de connaître Excel et Lexis. L'information de base peut être fournie dans des rectangles, triangles ou parallélogrammes du diagramme de Lexis. Sur une surface, on retrouve les années sur l'axe des x, les âges sur l'axe des y et les effectifs de population ou les taux de mortalité sur l'axe des z. L'échelle de l'axe des z se situe à droite de la surface et elle contient plusieurs niveaux qui sont représentés par des couleurs. Les lignes noires qui sont situées sur la surface et séparent les différentes couleurs sont appelées *lignes de contour*; elles aident à voir l'évolution des effectifs ou de la mortalité pour les âges et années.

Cette façon d'examiner l'évolution de la mortalité, par exemple, permet de voir s'il y a eu diminution ou non de la mortalité. En supposant qu'on constate une diminution, d'abord plus forte aux âges plus jeunes et se déplaçant graduellement vers les âges plus élevés pendant la période, cela constituerait un premier argument en faveur d'une présence possible des phénomènes de compression et de rectangularisation. C'est pourquoi les surfaces par sexe pour l'ensemble des âges seront utilisées pour examiner l'évolution des effectifs et de la mortalité québécoise pour la période 1921-1999. Près de 8 600 effectifs et taux de mortalité, par année (1921 à 1999) et par âge (0 à 109 ans), pourront alors être représentés de façon condensée et facilement interprétable.

### 2.3.3.2 L'utilisation de tables de mortalité du moment

Bien que certains auteurs utilisent les données observées (Rothenberg et al., 1991; Nagnur, 1986a; Schneider et Brody, 1983), la mesure des phénomènes de compression et de rectangularisation est mieux faite avec des données provenant de

tables de mortalité (Kannisto, 2000b). L'utilisation des tables permet d'éliminer l'effet de changement dans la structure de la population, de garder la proportion des décès qui se produisent dans la cohorte fictive égale à 100% éliminant ainsi la variation des proportions entre les périodes et de faciliter la comparaison entre les courbes construites avec les données de tables et les indicateurs calculés avec ces mêmes données. À cause de cela, le calcul des indicateurs de compression et de rectangularisation nécessite des données, comme les décès, les survivants et les années vécues, provenant de tables de mortalité.

Les auteurs qui utilisent des indicateurs précis pour la mesure de ces phénomènes préfèrent le transversal, excepté Levy (1998) et Hill (1993) qui utilisent des tables de mortalité par cohorte. L'étude transversale est privilégiée parce qu'elle permet de connaître les tendances récentes des phénomènes en faisant moins d'hypothèses qu'on ne devrait en faire si on étudiait différentes cohortes n'ayant pas toutes complété leur mortalité (Nusselder, 2000; Nusselder et Mackenbach, 1996) en 1999. De plus, Kannisto (2001; 1994) souligne que l'examen du phénomène récent de recul de la mortalité sénile a permis de voir que ce dernier est imputable à des facteurs du moment et non à l'avancement en âge de cohortes. Finalement, le transversal est tout à fait indiqué dans la mesure où on cherche à savoir si l'augmentation de l'espérance de vie (du moment) s'accompagne d'une réduction de la dispersion des durées de vie individuelles (de la population) (Robine, 2001). Il pourra toutefois être plus difficile de tirer de ces observations transversales une mesure du vieillissement ou de la variabilité des durées de vie chez l'homme en tant qu'espèce (Robine, 2001). L'étude transversale n'est cependant pas à toute épreuve puisqu'un biais peut, entre autres, être introduit par le fait que le pourcentage de survivants, jusqu'à un âge précis, d'une génération donnée diffère de celui dans la cohorte fictive « correspondante ». Pour diverses raisons, dont la précédente, Paccaud et al. (1998) et Paccaud (2000) sont convaincus que le longitudinal demeure la meilleure façon de procéder. Ils mentionnent que l'âge au décès n'est pas une mesure idéale des tendances de la mortalité dans la mesure où tout changement peut être causé par un changement soit de la mortalité, soit de la taille de la cohorte. La meilleure façon d'étudier ces

phénomènes demeure alors, selon eux, la construction de tables de mortalité de cohortes déjà éteintes.

De notre côté, puisque les données transversales sont jugées plus utiles pour ce type d'étude (Robine, 2001; Kannisto, 2001; 1994) et aussi parce que nous avons comme objectif d'étudier les phénomènes de compression et de rectangularisation au cours du XX<sup>e</sup> siècle, nous utiliserons les tables de mortalité du moment de la BDLC. Celles-ci sont construites avec les taux de mortalité observés jusqu'à 94 ans et estimés par une fonction logistique à partir de 95 ans jusqu'à 110 ans (Wilmoth et al., 2002). Ils sont transformés en quotients par la méthode actuarielle en tenant compte du nombre d'années vécues et on impose  ${}_xq_{110} = 1$ . Ces tables sont disponibles à des intervalles d'un an, de cinq ans et de 10 ans, ce qui laisse une certaine liberté pour examiner l'évolution des indicateurs.

## CHAPITRE 3 ÉVOLUTION DES EFFECTIFS DE LA POPULATION ET DES DÉCÈS AUX GRANDS ÂGES AU QUÉBEC

### 3.1 Évolution des effectifs de la population

Les améliorations apportées à l'hygiène personnelle, au niveau de vie, à la santé publique et les progrès de la médecine ont permis, au début du XX<sup>e</sup> siècle, de réduire les maladies infectieuses et améliorer ainsi les chances de survie des nouveaux-nés en augmentant du même coup le nombre d'enfants survivant jusqu'à l'âge adulte (Rosenwaïke, 1985). Depuis quelques années, le déclin de la mortalité s'effectue cependant chez les adultes et les personnes âgées, ce qui contribue à augmenter le nombre de personnes atteignant les âges élevés et très élevés. Alors qu'on dénombrait seulement 109 069 personnes âgées de 65 ans et plus en 1921, 923 018 personnes ont atteint cet âge en 1999; cela équivaut à une multiplication de 8,5 pour l'effectif des personnes âgées de 65 ans et plus comparativement à une multiplication par 3 de l'effectif de la population totale au cours de la même période. Alors qu'autant d'hommes que de femmes étaient âgés de 65 ans et plus en 1921, on ne retrouve qu'un peu plus de 2 hommes pour 3 femmes en 1999.

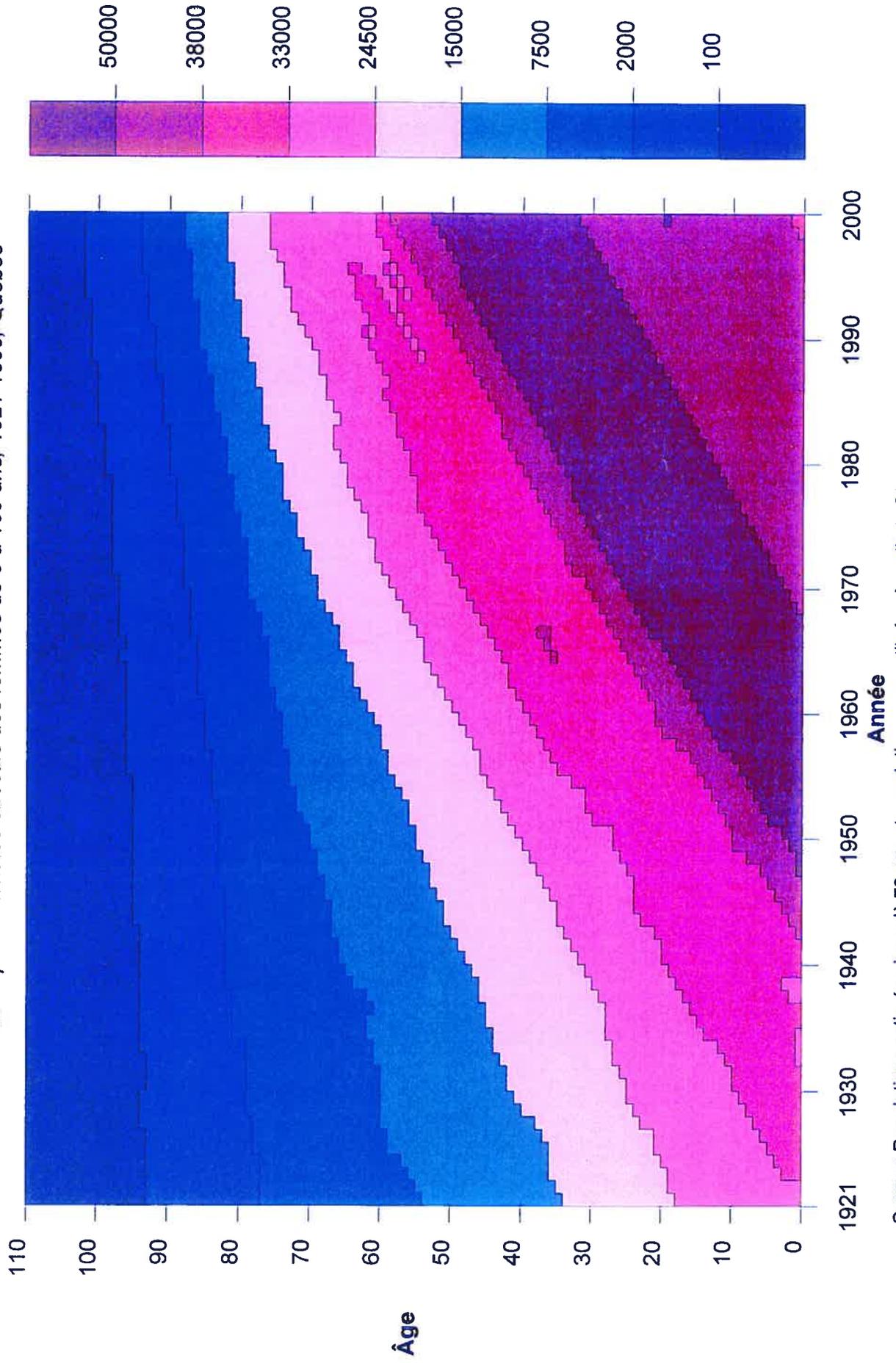
#### 3.1.1 Évolution des effectifs de l'ensemble de la population

Une façon simple mais détaillée d'analyser l'évolution générale de la population consiste à utiliser les surfaces. De nombreux effectifs de population peuvent alors être placés par âge et année pour former une surface facilement interprétable. C'est ce que nous avons fait pour le Québec, à l'aide des effectifs de la population estimée jusqu'à 79 ans et reconstituée à partir de 80 ans. L'échelle située à droite de la surface représente les différents niveaux de population possibles<sup>21</sup>. L'évolution des courbes de niveau, qui séparent chacune des couleurs, indique que la population a augmenté à chaque âge au cours de la période 1921-1999 et ce, pour chaque sexe (figures 3.1 et 3.2). Sur les surfaces, le baby-boom se remarque facilement (rose le plus foncé) et il en est de même de la baisse de fécondité qui a suivi cette période; c'est d'ailleurs la

---

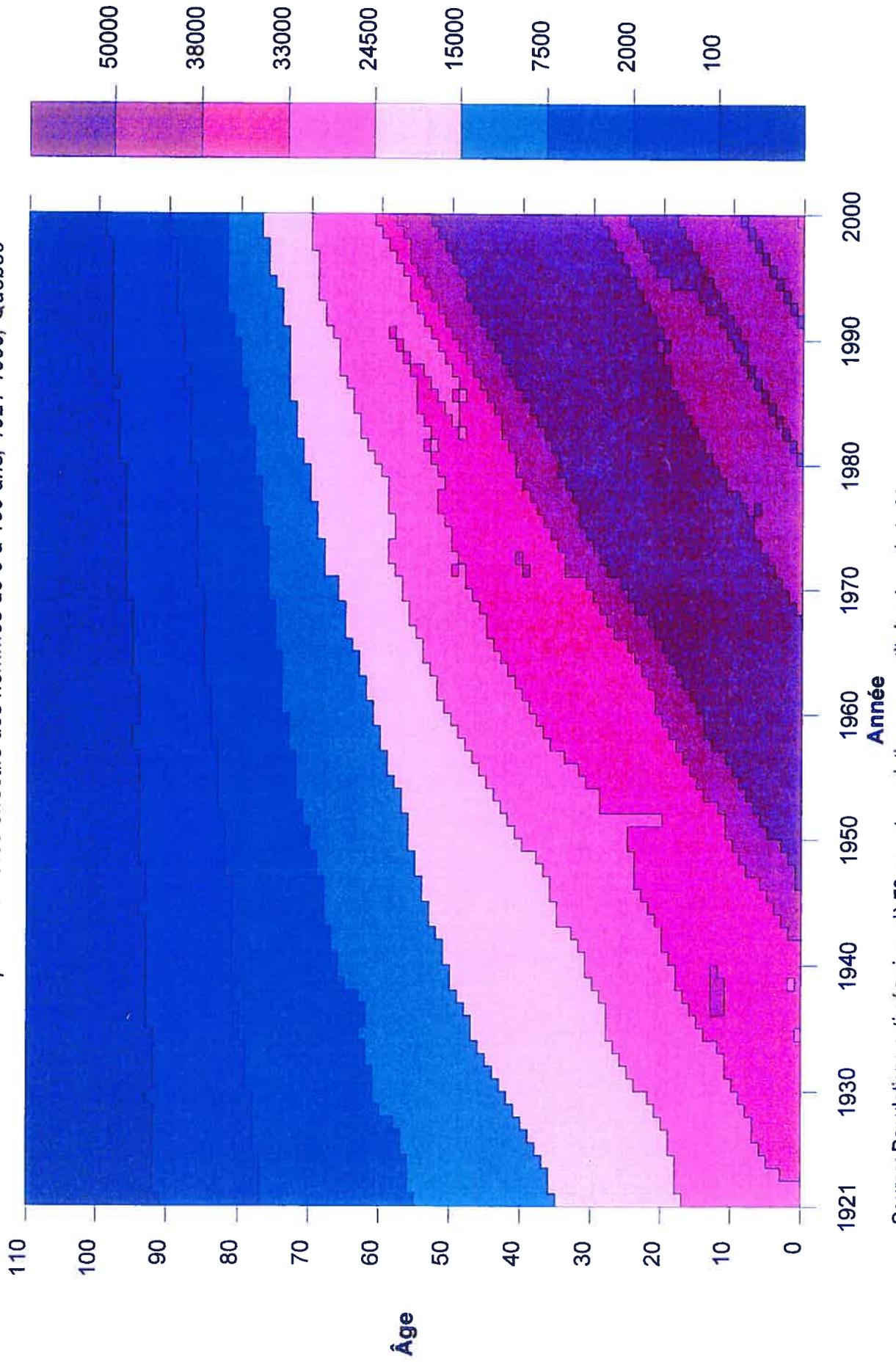
<sup>21</sup> Pour établir l'échelle, nous avons utilisé l'option *smart scale* du logiciel Lexis (Andreev, 1999) qui permet de trouver des niveaux pour lesquels les surfaces des différentes couleurs sont égales ou presque.

Figure 3.1  
 Surface de Lexis représentant les effectifs des femmes de 0 à 109 ans, 1921-1999, Québec



Source: Populations estimées jusqu'à 79 ans et populations reconstituées à partir de 80 ans

Figure 3.2  
 Surface de Lexis représentant les effectifs des hommes de 0 à 109 ans, 1921-1999, Québec



Source: Populations estimées jusqu'à 79 ans et populations reconstituées à partir de 80 ans

seule grande diminution des effectifs de population qu'on peut observer entre 1921 et 1999. On remarque aussi, autant pour les femmes que pour les hommes, que la population âgée de 65 ans et plus devient plus nombreuse et qu'elle occupe une place de plus en plus importante dans la population totale. Pour les femmes, l'augmentation du nombre de personnes très âgées s'accélère légèrement vers la fin des années 60, ce qui n'est pas le cas chez les hommes. Au contraire, on voit que la pente des courbes de niveau diminue entre 60 et 80 ans vers 1970 de façon plus importante chez les hommes, ce qui est probablement dû à la plus grande mortalité de ces derniers.

### 3.1.2 Évolution des effectifs de la population aux âges avancés

Par définition, un vieillissement démographique « *s'opère lorsque les effectifs de personnes âgées (65 ans et plus) augmentent plus rapidement que l'ensemble de la population* » (p. 36, Lebel, 1999). Le tableau 3.1 donne l'évolution des personnes âgées de 65 ans et plus, au Québec, pour les années 1923, 1957 et 1997. On constate que la population des groupes 65-74, 75-84 et 85 ans et plus a augmenté entre 1923 et 1997 et ce, pour chaque sexe. Parmi les 65 ans et plus, le groupe des 65-74 ans occupe une place moins importante en pourcentage depuis 1923. Par contre, les groupes des 75-84 et 85 ans et plus prennent de plus en plus d'importance dans le groupe des 65 ans et plus; chez les femmes, le groupe des 85 ans et plus a presque doublé d'importance de 1957 à 1997. Quant au rapport de masculinité, il diminue continuellement de 1923 à 1997 et au fur et à mesure qu'on avance en âge. Après calcul des taux d'accroissement annuel pour les 65 ans et plus et la population totale entre 1923 et 1997, on constate qu'il se produit un vieillissement démographique puisque le groupe des 65 ans et plus s'accroît de 2,8% par année au cours de la période étudiée alors que la population totale ne s'accroît que de 1,5%.

Chez les 80 ans et plus, on observe une augmentation des effectifs pour les groupes 80-89, 90-99 et 100 ans et plus pour les deux sexes de 1952 à 1991 (tableau 3.2). Parmi les 80 ans et plus, les 80-89 ans occupent toujours la plus grande part même s'il y a diminution du pourcentage dans la période étudiée; 92,0% en 1952 et 88,1%

Tableau 3.1 Population (en milliers) de 65 ans et plus selon le sexe et le groupe d'âge, 1923, 1957 et 1997, Québec

Période	65-74		75-84		85+		65+	
	Pop	(%) 65+	Pop	(%) 65+	Pop	(%) 65+	Pop	(%) 65+
<b>Femmes</b>								
1923	39,1	67,9	15,4	26,8	3,0	5,3	57,6	100,0
1957	94,2	66,3	39,9	28,1	8,0	5,6	142,1	100,0
1997	293,5	55,9	174,2	33,2	57,2	10,9	524,9	100,0
<b>Hommes</b>								
1923	40,3	70,7	14,4	25,3	2,3	4,0	57,0	100,0
1957	90,0	68,7	35,6	27,1	5,5	4,2	131,1	100,0
1997	238,6	65,5	103,8	28,5	21,5	5,9	363,9	100,0
<b>Total</b>								
1923	79,4	69,3	29,8	26,0	5,3	4,6	114,5	100,0
1957	184,2	67,4	75,5	27,6	13,5	4,9	273,1	100,0
1997	532,1	59,9	278,0	31,3	78,7	8,9	888,8	100,0
<b>Rapport de masculinité</b>								
1923	1,03	---	0,93	---	0,75	---	0,99	---
1957	0,96	---	0,89	---	0,69	---	0,92	---
1997	0,81	---	0,60	---	0,38	---	0,69	---

Sources: Population estimée: 1923 et 1957: Division de la démographie, Statistique Canada (au 1<sup>er</sup> juin)

1997: Statistiques démographiques annuelles, Catalogue No. 91-213-XPB, Statistique Canada (au 1<sup>er</sup> juillet)

Population reconstituée à partir de 80 ans (au 1<sup>er</sup> juillet)

en 1991. Le groupe des 90-99 ans est devenu plus important parmi les 80 ans et plus de 1952 à 1991 et l'augmentation a été plus grande pour les femmes que pour les hommes: 4,2% comparativement à 2,0%. La proportion des centenaires parmi les 80 ans et plus a également augmenté de 1952 à 1991 et la différence entre les femmes et les hommes n'est que de 0,1% en 1991. En comparant avec le Canada, on constate qu'en 1991, le Québec contient plus de personnes âgées de 80-89 ans parmi les 80 ans et plus mais qu'il contient moins de personnes âgées de 90-99 et 100 ans et plus parmi les 80 ans et plus que le Canada, ce qui laisse penser que le Québec a une structure par âge de la population légèrement plus jeune que le Canada à partir de 80 ans. Par contre, la comparaison avec les pays de référence montre que les 80-89 ans occupent une place moins importante parmi les 80 ans et plus au Québec alors que les 90-99 et 100 ans et plus y occupent un plus grand pourcentage. La structure par âge du Québec, qui apparaît être plus jeune que celle du Canada au-delà de 80 ans,

Tableau 3.2 Proportion de personnes très âgées et de centenaires, par sexe, Québec, Canada et autres pays industrialisés

Groupe d'âge	Sexe	Québec						Canada						Autres pays (1)							
		1952		1991		1991		1952		1991		1991		1950		1990		1990			
		Nombre	(%) 80+	Nombre	(%) 80+	Nombre	(%) 80+	Nombre	(%) 80+	Nombre	(%) 80+	Nombre	(%) 80+	Nombre	(%) 80+	Nombre	(%) 80+	Nombre	(%) 80+		
80-89	Femme	16 988	91,2	89 489	86,8	80 436	90,6	368 836	84,2	1 850 361	94,2	7 654 428	88,4	1 164 309	95,9	3 633 110	91,7	3 014 670	94,8	11 317 736	89,7
	Homme	13 706	93,0	43 903	90,9	68 321	92,6	203 607	89,8	1 164 309	95,9	3 633 110	91,7	3 014 670	94,8	11 317 736	89,7	113 855	5,8	988 886	11,4
	Total	30 694	92,0	133 372	88,1	148 757	91,5	572 443	86,1	3 014 670	94,8	11 317 736	89,7	3 014 670	94,8	11 317 736	89,7	49 577	4,1	297 407	7,5
90-99	Femme	1 623	8,7	13 319	12,9	8 211	9,3	66 815	15,3	113 855	5,8	988 886	11,4	113 855	5,8	988 886	11,4	163 432	5,1	1 286 293	10,2
	Homme	1 019	6,9	4 312	8,9	5 394	7,3	22 647	10,0	49 577	4,1	297 407	7,5	163 432	5,1	1 286 293	10,2	636	0,0	14 890	0,2
	Total	2 642	7,9	17 631	11,6	13 605	8,4	89 462	13,5	163 432	5,1	1 286 293	10,2	163 432	5,1	1 286 293	10,2	173	0,0	2 945	0,1
100+	Femme	5	0,0	345	0,3	112	0,1	2 317	0,5	636	0,0	14 890	0,2	636	0,0	14 890	0,2	809	0,0	17 835	0,1
	Homme	5	0,0	82	0,2	63	0,1	567	0,2	173	0,0	2 945	0,1	173	0,0	2 945	0,1	809	0,0	17 835	0,1
	Total	10	0,0	427	0,3	175	0,1	2 884	0,4	809	0,0	17 835	0,1	809	0,0	17 835	0,1	1 964 852	100	8 658 202	100
80+	Femme	18 636	100	103 133	100	88 759	100	437 968	100	1 964 852	100	8 658 202	100	1 964 852	100	8 658 202	100	1 214 059	100	3 963 662	100
	Homme	14 730	100	48 297	100	73 778	100	226 821	100	1 214 059	100	3 963 662	100	1 214 059	100	3 963 662	100	3 178 911	100	12 621 864	100
	Total	33 366	100	151 430	100	162 537	100	664 789	100	3 178 911	100	12 621 864	100	3 178 911	100	12 621 864	100	6 352 770	100	22 574 726	100
80+ (% Pop. Tot.)	Femme	26 298	1,0	103 133	2,9	132 493	1,5	437 968	3,1	1 964 852	1,5	8 658 202	3,1	1 964 852	1,5	8 658 202	3,1	1 214 059	1,4	15 783 777	3,0
	Homme	20 556	0,8	48 297	1,4	108 980	1,2	226 821	1,6	1 214 059	1,2	3 963 662	1,6	1 214 059	1,2	3 963 662	1,6	1 214 059	1,4	15 783 777	3,0
	Total	46 854	0,9	151 430	2,1	239 473	1,3	664 789	2,4	3 178 911	1,3	12 621 864	2,4	3 178 911	1,3	12 621 864	2,4	3 178 911	1,4	27 567 554	3,0
100+ (par million d'habitants)	Femme	26	9,9	345	96,2	150	16,6	2 317	163,9	1 964 852	16,6	8 658 202	163,9	1 964 852	16,6	8 658 202	163,9	1 214 059	1,4	15 783 777	3,0
	Homme	16	6,1	82	23,6	106	11,5	567	40,8	1 214 059	11,5	3 963 662	40,8	1 214 059	11,5	3 963 662	40,8	1 214 059	1,4	15 783 777	3,0
	Total	42	8,0	427	60,4	256	14,0	2 884	102,9	3 178 911	14,0	12 621 864	102,9	3 178 911	14,0	12 621 864	102,9	2 392 818	5,3	21 561 554	45,1
Pop. totale	Femme	2 627 355	100	3 585 500	100	9 019 354	100	14 136 372	100	431 828 000 <sup>2</sup>	100	518 649 000 <sup>2</sup>	100	431 828 000 <sup>2</sup>	100	518 649 000 <sup>2</sup>	100	330 754 717 <sup>3</sup>	100	407 849 224 <sup>3</sup>	100
	Homme	2 631 856	100	3 479 235	100	9 218 893	100	13 894 492	100	431 828 000 <sup>2</sup>	100	518 649 000 <sup>2</sup>	100	431 828 000 <sup>2</sup>	100	518 649 000 <sup>2</sup>	100	330 754 717 <sup>3</sup>	100	407 849 224 <sup>3</sup>	100
	Total	5 259 211	100	7 064 735	100	18 238 247	100	28 030 864	100	863 656 000 <sup>2</sup>	100	1 037 293 000 <sup>2</sup>	100	863 656 000 <sup>2</sup>	100	1 037 293 000 <sup>2</sup>	100	661 508 714 <sup>3</sup>	100	815 693 448 <sup>3</sup>	100

Population au 1<sup>er</sup> janvier

(1) Australie, Belgique, Danemark, Angleterre et Pays de Galles, Finlande, France, Allemagne (Ouest), Italie, Japon, Norvège, Suède et Suisse  
 (2) 80+ et population totale: Australie, Pays-Bas, Nouvelle-Zélande, Danemark, Angleterre et Pays de Galles, Finlande, France, Allemagne, Italie, Japon, Norvège, Suède, Suisse, Belgique, Chili, Tchecoslovaquie, Estonie, Hongrie, Islande, Lettonie, Luxembourg, Portugal, Écosse et Espagne  
 (3) 100+ et population totale: Australie, Islande, Pays-Bas, Nouvelle-Zélande, Danemark, Angleterre et Pays de Galles, Finlande, France, Allemagne (Ouest), Italie, Japon, Norvège, Suède et Suisse

Sources: Pays industrialisés: Tableau 4, Bourbeau et Lebel (2000)

Canada: Population reconstituée au 1<sup>er</sup> juilletQuébec: Population totale: Population estimée au 1<sup>er</sup> juin 1961 et au 1<sup>er</sup> juillet 1991Québec: Population reconstituée au 1<sup>er</sup> juilletQuébec: Population totale: Population estimée au 1<sup>er</sup> juin 1961 et au 1<sup>er</sup> juillet 1991

serait donc plus vieille que celle de divers pays d'Europe.

Si on considère la place qu'occupent les 80 ans et plus dans la population totale, on voit qu'elle augmente pour les deux sexes de 1961 à 1991 passant de 1,0 à 2,9% pour les femmes et de 0,8 à 1,4% pour les hommes (tableau 3.2). Malgré cette augmentation, la proportion des 80 ans et plus parmi la population totale demeure inférieure au Québec comparativement au Canada et aux pays de référence pour les années 1961 et 1991. Le groupe des 100 ans et plus n'est pas en reste; alors qu'on ne retrouvait, en 1961, que 9,9 femmes et 6,1 hommes centenaires pour 1 million d'habitants, il y avait respectivement 96,2 et 23,6 centenaires par million d'habitants en 1991. Que ce soit en 1961 ou en 1991, la proportion de centenaires dans la population totale au Québec est presque inférieure de moitié, pour chaque sexe, à celle qu'on retrouve au Canada. Elle est cependant plus élevée que dans les pays de comparaison, mais de beaucoup moins que le Canada. Par ailleurs, après avoir calculé le taux d'accroissement annuel des 80 ans et plus de 1961 à 1991, nous avons remarqué qu'ils ont une croissance moins rapide que les centenaires (4 versus 8%) mais, dans les deux cas, les femmes ont un taux d'accroissement annuel plus élevé que les hommes. En comparaison, le taux d'accroissement annuel du groupe des 65 ans et plus entre 1957 et 1997 n'est que de 3%. Ce sont donc les centenaires qui constituent le segment de la population croissant le plus rapidement suivis des personnes très âgées et âgées; c'est ce qui est habituellement observé dans les pays à basse mortalité (Kannisto, 1994). Chaque fois, le taux d'accroissement annuel est plus rapide que celui de la population totale, ce qui nous ramène à l'idée du vieillissement démographique.

### **3.1.3 Une population vieillissante**

Grâce à l'amélioration des conditions de vie et de la santé publique qui s'est effectuée dès le début du XX<sup>e</sup> siècle et à l'avancement de la médecine dans les années 30 et 40, plus de personnes atteignent maintenant les âges élevés. Selon nos observations, la population du Québec contient de plus en plus de personnes âgées de 65 ans et plus et, parmi celles-ci, le groupe des 80 ans et plus devient toujours plus important. Pour

le moment, rien ne laisse croire que ce mouvement va s'arrêter. En effet, comme la mortalité est devenue très faible aux jeunes âges, on peut penser que les progrès futurs de la mortalité se situeront de plus en plus vers les âges élevés. En fait, ce mouvement est déjà commencé et il contribue, depuis quelques années, à augmenter le nombre de personnes âgées et très âgées. Par ailleurs, l'arrivée des générations du baby-boom aux âges élevés contribuera au vieillissement de la population étant donné le grand nombre de personnes qui survivront jusqu'aux âges élevés. Ceci, d'autant plus que la baisse de fécondité observée ces dernières années, juste après le baby-boom, contribue également au vieillissement de la population dans la mesure où la réduction du nombre de naissances diminue l'importance relative des jeunes en même temps qu'elle augmente celle des vieux (Desjardins, 1993). Cependant, comme la fécondité varie beaucoup moins maintenant (elle demeure à son bas niveau), c'est la réduction de la mortalité qui contribue de plus en plus au vieillissement de la population (Lebel, 1999).

#### **3.1.4 Conséquences du vieillissement sur la société québécoise**

Dans l'optique où le vieillissement de la population n'en est qu'à ses débuts et qu'il ne présente aucun signe de ralentissement, il nous est impossible d'aborder ce sujet sans essayer de voir quels sont les impacts d'un tel phénomène sur la société québécoise. Les conséquences du vieillissement touchent et continueront de toucher plusieurs domaines dont l'économie, la santé, la famille et même la politique. La longévité est devenue la préoccupation première des professionnels de la santé, des actuaires, des principaux dirigeants politiques, des démographes et autres scientifiques des sciences sociales.

Du côté de la famille, on voit la dynamique des relations intergénérationnelles évoluer; les parents doivent s'occuper à la fois de leurs propres parents qui vivent de plus en plus vieux mais pas nécessairement en bonne santé et de leurs enfants qui restent de plus en plus longtemps à la maison. Côté politique, on peut s'attendre éventuellement à une influence politique grandissante des personnes âgées qui n'ont pas nécessairement les mêmes préoccupations que les autres segments de la

population (Angus, 1986). Dans le domaine de l'économie, on fait face à un questionnement continu par rapport au concept de la retraite et on peut s'attendre à ce que le rapport de dépendance de plus en plus grand qui suivra l'avènement des baby-boomers aux âges élevés amène un changement par rapport à ce que la population active devra assumer comme coûts supplémentaires. La sécurité du revenu, les régimes de retraite publics et privés et le marché du travail seront conséquemment affectés par le vieillissement de la population.

Du côté de la santé, les préoccupations sont nombreuses. Selon le Ministère de la santé et des services sociaux, les dépenses de santé au Québec représentaient 8,3% du PIB en 1975 et ce pourcentage est passé à 9,5% en 1999. Alors que 12% de la population était âgée de 65 ans et plus en 1996, la proportion des personnes âgées de 65 ans et plus qui étaient en institution de santé durant cette même année était de 8,3% (Institut national de santé publique du Québec, 2001). Et la consommation des services de santé ainsi que la durée de séjour dans les hôpitaux augmentent avec l'âge (Angus, 1986). Même en supposant des avancées assez grandes en médecine permettant d'utiliser des technologies plus complexes pour sauver un plus grand nombre de vies et réduire le nombre de malades, les coûts ne seraient probablement pas réduits étant donné le prix élevé de ces technologies (Angus, 1986). Du côté des établissements de santé, l'ensemble de ceux-ci sont ou seront touchés par le phénomène du vieillissement, que ce soient les hôpitaux généraux ou spécialisés, les établissements de soins de longue durée, les établissements de santé mentale, les services médicaux ou les services de soins de santé à domicile (Angus, 1986). Le passage d'une médecine orientée avant tout vers les soins en institution à une médecine de plus en plus appliquée à domicile, pour les personnes ayant une incapacité légère ou modérée, pourrait cependant constituer un moyen de mieux répondre à la demande supplémentaire causée par le vieillissement de la population (Julien et Vermot-Desroches, 1990).

Le vieillissement de la population amène certes de nouvelles problématiques à considérer pour la société québécoise. De nombreuses adaptations dans les domaines

sociaux, économiques et de la santé sont à prévoir (Desjardins, 1993), mais il sera possible de composer avec le vieillissement démographique en s'y intéressant dès maintenant. N'oublions pas que les personnes âgées d'aujourd'hui ne seront pas nécessairement celles de demain. Selon Martel et Légaré (1995), les baby-boomers seront plus aptes à contrer la solitude, reformer des unions et utiliser les services et ressources de leur entourage que les personnes âgées d'aujourd'hui. L'autonomie sera, de ce fait, beaucoup plus présente et probablement que nous devons faire face à une demande croissante de soins à domicile qui sont, par ailleurs, moins coûteux que les soins en institution. Également, la participation des femmes au marché du travail permettra de consolider les caisses de l'État (Martel et Légaré, 1995) alors qu'une maximisation du potentiel des personnes âgées constituerait l'exploitation d'une richesse jusqu'ici inexploitée. Par ailleurs, bien que les effets de la prévention soient plus difficiles à connaître, leur coût est peu élevé et il est à parier que promouvoir la prévention amènera des résultats à long terme (Desjardins, 1993). Jusqu'à maintenant, le Québec demeure la seule province canadienne à s'être dotée d'un ministre dédié à la prévention dans le domaine de la santé. En contribuant à améliorer les habitudes de vie des Québécois et en effectuant une surveillance continue de l'évolution des problèmes de santé, probablement que nous réussirons à réduire les impacts du vieillissement dans la majorité des domaines qui pourraient être touchés par le vieillissement de la population.

### **3.2 Évolution de la mortalité**

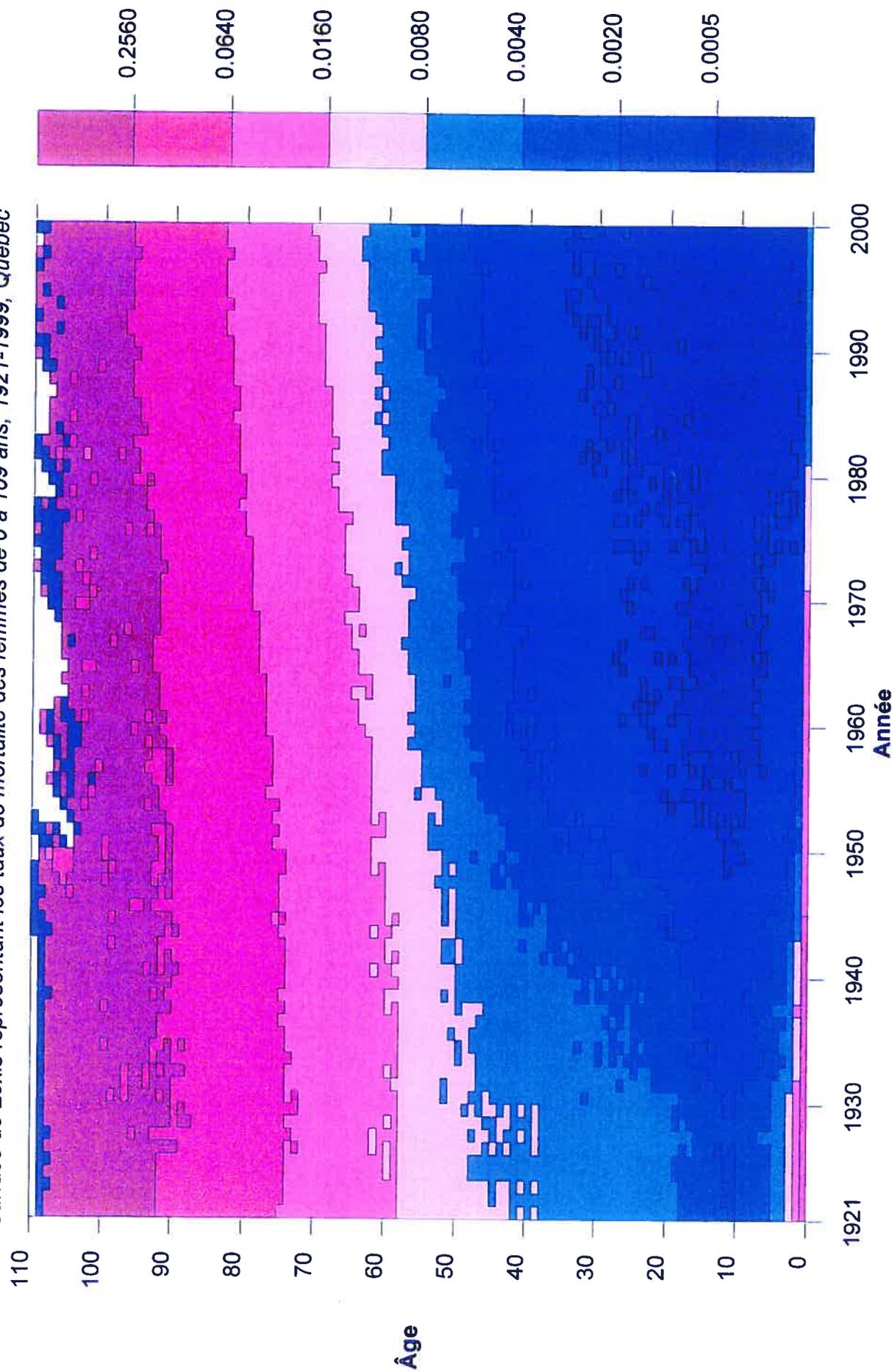
Au cours de la période 1921-1999, on a observé, au Québec, 3 114 835 décès dont 1 879 719 entre 1951 et 1996. Parmi ces 1 879 719 décès, 1 130 507 décès se sont produits à 65 ans et plus et 458 551 à 80 ans et plus. Ce dernier nombre représente 22% des décès de Canadiens âgés de 80 ans et plus. Parmi les décès de personnes âgées de 65 ans et plus, 48% sont des décès de femmes et 52% des décès d'hommes alors qu'à 80 ans et plus, ce sont respectivement 57 et 43% comparativement à 55 et 45% pour le Canada. Au cours de la période 1921-1999, on a observé respectivement chez les femmes et les hommes, 3531 et 1103 décès de centenaires ainsi que 12 et 9 décès de supercentenaires.

Entre 1921 et 1999, la baisse de la mortalité infanto-juvénile, plus forte au début du XX<sup>e</sup> siècle, a contribué à faire augmenter l'espérance de vie à la naissance. Cette dernière est passée de 54 à 81 ans pour les femmes et de 51 à 75 ans pour les hommes. Les gens vivent donc en moyenne plus longtemps, ce qui se traduit par un plus grand nombre de décès se produisant aux âges élevés. Dans cette section, nous utilisons les surfaces de mortalité pour avoir une vue d'ensemble de l'évolution de la mortalité durant la période 1921-1999 et certains éléments des tables de mortalité québécoises pour montrer le déplacement de la baisse de la mortalité vers les âges élevés.

### 3.2.1 Évolution de la mortalité pour l'ensemble de la population

Comme nous l'avons déjà fait avec les effectifs de population, nous utilisons les surfaces pour examiner l'évolution générale de la mortalité au Québec pendant la période 1921-1999. Cette fois-ci, l'échelle située à droite de la surface représente les différents niveaux des taux de mortalité possibles. Chez les femmes, on remarque d'abord la très forte diminution de la mortalité infantile qui s'est produite entre 1921 et 2000; les taux de mortalité ont diminué de quatre niveaux de taux de mortalité pour terminer, en 1999, avec une mortalité infantile se situant entre 0,004 et 0,008 (0,005) (figure 3.3). Au-delà d'un an, le plus bas niveau des taux de mortalité jamais atteint fait son apparition (bleu foncé) dans les années 50 et il devient de plus en plus important d'année en année jusqu'à la fin de la période. La surface montre clairement la forte diminution de la mortalité qui s'effectue chez les moins de 50 ans jusqu'en 1950 environ, année où la diminution ralentit fortement sans toutefois s'arrêter. Dès ce moment, la baisse de la mortalité s'accélère chez les 50 ans et plus jusqu'en 1999. Chez les hommes, la baisse de la mortalité infantile est également très forte; les taux de mortalité passent de 0,189 en 1921 à 0,005 en 1999 (figure 3.4). L'apparition du plus bas niveau des taux de mortalité jamais atteint au Québec ne se fait que dans les années 60, dix ans plus tard que chez les femmes, et il ne devient pas aussi important que chez le sexe opposé. Une autre différence apparaît entre la surface des hommes et celle des femmes, il s'agit d'une hausse de la mortalité qui survient entre 18 et 22 ans chez les hommes pour la période 1966-1980; celle-ci est due à une mortalité

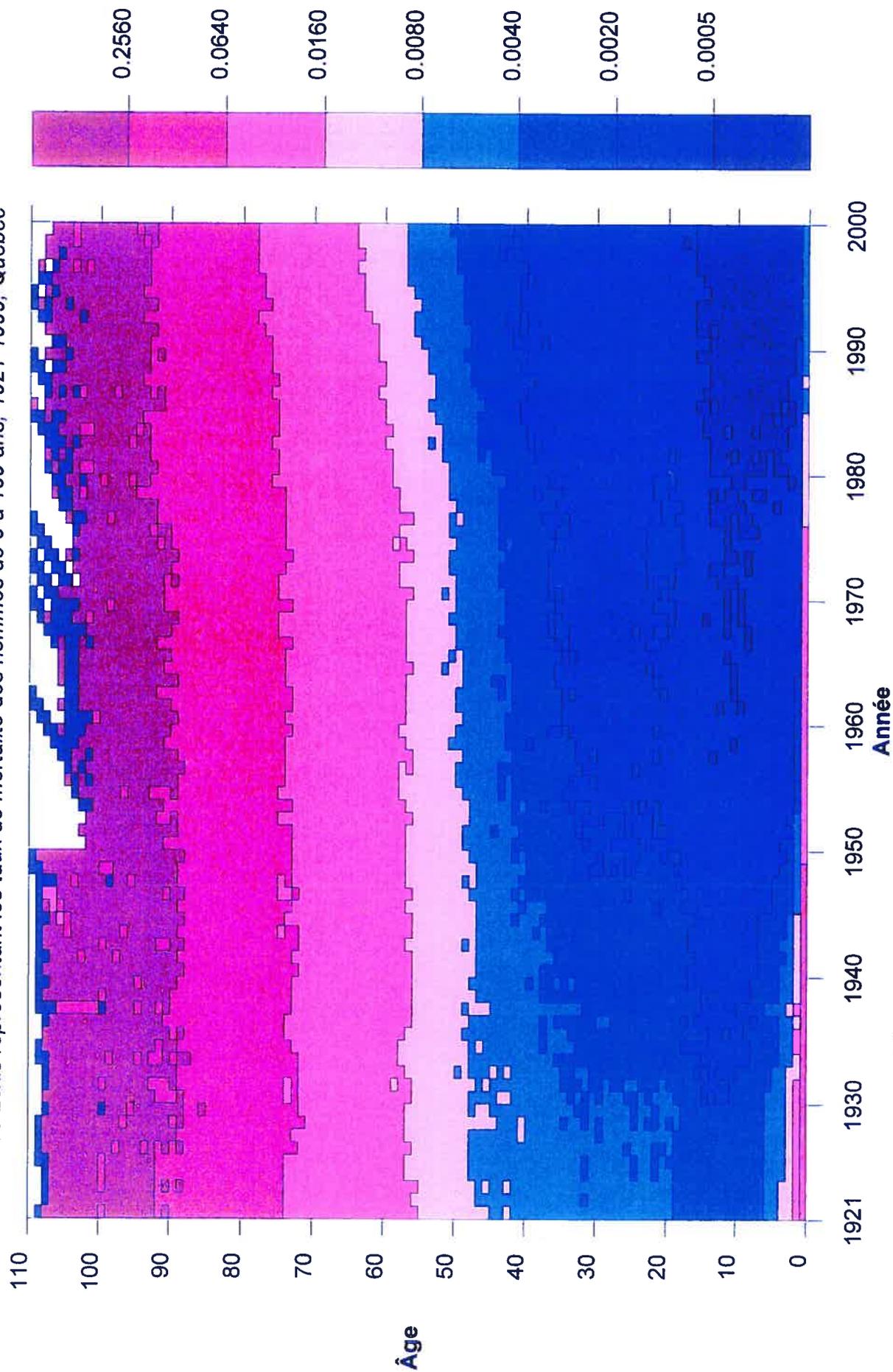
Figure 3.3  
 Surface de Lexis représentant les taux de mortalité des femmes de 0 à 109 ans, 1921-1999, Québec



Source: Taux de mortalité observés jusqu'à 94 ans et estimés à partir de 95 ans

Figure 3.4

Surface de Lexis représentant les taux de mortalité des hommes de 0 à 109 ans, 1921-1999, Québec



Source: Taux de mortalité observés jusqu'à 94 ans et estimés à partir de 95 ans

accidentelle plus grande des jeunes hommes. On remarque facilement la baisse très forte de la mortalité qui se produit chez les moins de 40 ans jusque vers 1954 et qui est suivie d'un ralentissement qui prédomine jusqu'à la fin de la période étudiée. Au-delà de 40 ans, c'est le contraire qui se produit; les taux de mortalité diminuent lentement jusqu'à la fin des années 70 et la diminution devient plus forte par la suite jusqu'en 1999.

Comme nous venons de le voir, il est donc possible, grâce aux surfaces, de voir rapidement et distinctement le déplacement de la baisse de la mortalité des jeunes âges aux âges élevés.

### **3.2.2 La mortalité aux âges avancés selon les tables de mortalité québécoises**

Selon les tables de mortalité québécoises, 89% des décès de femmes et 81% des décès d'hommes se sont produits à 65 ans et plus entre 1995 et 2000 alors que ces pourcentages étaient respectivement de 51 et 48% pour la période 1921-1924. Le pourcentage de décès se produisant à 80 ans et plus a également augmenté entre 1921-1924 et 1995-1999; il est passé de 21 à 64% pour les femmes et de 19 à 43% pour les hommes. Finalement, toujours pour la même période, le pourcentage de décès de femmes se produisant à 100 ans et plus est passé de 0,2 à 2,0% alors que celui des hommes est passé de 0,1 à 0,5%.

Le tableau 3.3 présente divers éléments des tables de mortalité québécoises pour chaque sexe aux périodes 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999. À prime abord, on constate que le nombre de survivants féminins à 5 ans en 1995-1999 est supérieur de 16 253 comparativement au début de la période avec une augmentation plus forte entre 1921-1924 et 1955-1959; 15,4 contre 3,6%. Il en est de même pour les hommes avec une augmentation de 20,0% dans la première partie de la période et 4,6% dans la deuxième partie. Les plus grands pourcentages d'augmentation chez les hommes amènent par ailleurs l'égalité entre le nombre de survivants masculins et féminins à 5 ans pour la période 1995-1999.



Pour les survivants à 65 ans, l'augmentation est également plus grande dans la première partie avec 50% pour les femmes et 35% pour les hommes comparativement à 17 et 25% respectivement dans la deuxième partie. Chez les 80 ans et plus, on constate qu'il y a de plus en plus de survivants mais le pourcentage d'augmentation a diminué de 9 points pour les femmes alors qu'il a augmenté, presque doublé, chez les hommes entre la première et la deuxième partie de la période. Ce résultat est probablement dû à la surmortalité masculine qui empêchait un grand nombre d'hommes de survivre aux âges élevés alors que beaucoup de femmes s'y rendaient déjà plus facilement. Il faut toutefois demeurer prudent avec les survivants à 100 ans, et même ceux à 80 ans, puisque la qualité des données, on l'a vu, n'était pas très élevée pour la période 1921-1924. On le voit ici par la diminution du nombre de survivants masculins à 100 ans entre 1921-1924 et 1955-1959, cette diminution étant probablement due à une amélioration de la qualité des données au cours de cette période. Dans la deuxième partie de la période, l'augmentation des survivants à 100 ans est considérable; une multiplication par 9 des survivants féminins et par 6 des survivants masculins. Entre 1995 et 2000, alors qu'il y a une femme pour un homme à 5 ans, on retrouve 1,1 femme par homme à 65 ans, 1,5 femme par homme à 80 ans pour terminer avec près de 5 fois plus de femmes que d'hommes survivant à 100 ans.

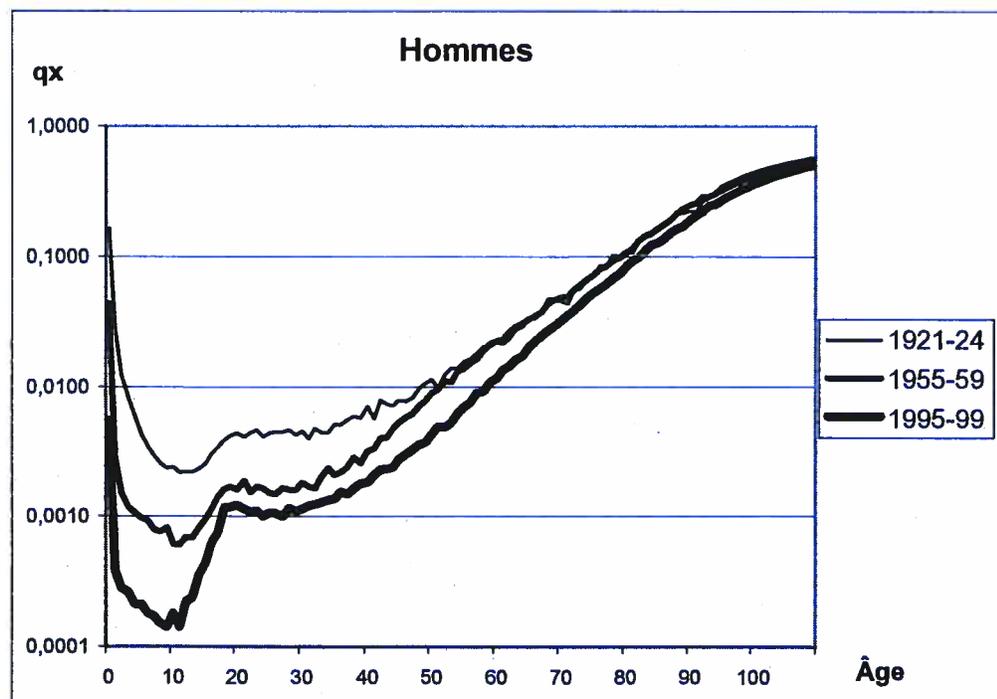
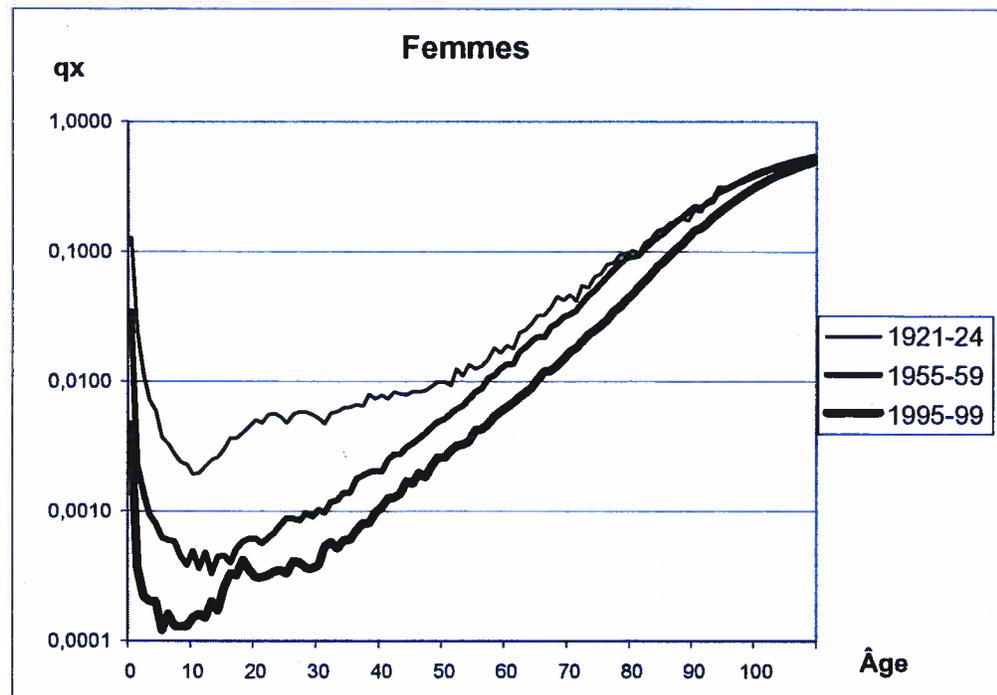
Si on examine les probabilités de survie de la naissance à 5, 65 et 80 ans, on constate qu'elles augmentent continuellement entre 1921 et 2000. Quant à la probabilité de survivre de 80 à 100 ans, elle diminue durant la première partie de la période pour chacun des sexes, ce qui est probablement dû à la mauvaise qualité des données qui prévalait en 1921-1924. Entre 1955-1959 et 1995-1999, on constate cependant que la probabilité de survivre de 80 à 100 ans est 5 fois plus grande pour les femmes et presque 4 fois plus grande pour les hommes. Non seulement on atteint maintenant plus certainement 80 ans, mais on a également de plus en plus de chances d'atteindre 100 ans. Par ailleurs, l'augmentation de la survie se remarque également dans le nombre d'années vécues au-delà de l'âge  $x$  pour un individu d'âge  $x$ . Près de 7,6 millions d'années sont maintenant vécues au-delà de 5 ans par des femmes âgées de 5 ans et près de 7,0 millions pour les hommes. À 65 ans, ce sont 1,7 millions d'années

de plus qui sont vécues en 1995-1999 comparativement à 1921-1924 et 63% de ces années de plus sont vécues par des femmes. À 80 ans, l'augmentation est encore importante: 637 738 années dont 71% de l'augmentation est vécue par les femmes. On retrouve également une amélioration dans les années vécues par les centenaires puisqu'elles sont multipliées par 17 chez les femmes et 6 chez les hommes entre 1921-1924 et 1995-1999. Il est intéressant de remarquer que, pour une augmentation de survivants moins importante au cours de la deuxième partie de la période que de la première, le gain est quand même plus élevé en deuxième partie pour les années vécues à 80 ans chez les femmes et 65 ans chez les hommes.

Les quotients de mortalité tirés des tables de mortalité québécoises sont présentés à la figure 3.5 pour les périodes 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999. Tout d'abord, on constate qu'une fois la mortalité infanto-juvénile dépassée, les quotients augmentent avec l'âge. La baisse de la mortalité infantile est facilement visible de même que la diminution des quotients de mortalité aux divers âges de la vie, excepté aux âges élevés entre 1921-1924 et 1955-1959. En effet, la mortalité est légèrement plus élevée en 1921-1924 qu'en 1955-1959 mais, vers 88 ans, les quotients de mortalité deviennent plus élevés en 1955-1959 qu'en 1921-1924. Que ce croisement s'effectue aux âges élevés démontre bien que la mauvaise qualité des données pour la période 1921-1924 est responsable de ce résultat inattendu. Quant à la diminution des quotients de mortalité observée aux âges élevés entre 1955-1959 et 1995-1999, on a toutes les raisons de croire qu'elle est influencée par la diminution de la mortalité qui s'est produite dans la deuxième partie du XX<sup>e</sup> siècle. Cette diminution est par ailleurs plus marquée chez les femmes pour qui les quotients de mortalité à 80 et 100 ans ont diminué respectivement de 94 et 25% alors que pour les hommes la diminution équivaut à 26 et 20%.

Une façon plus générale d'observer la baisse des risques de décès par âge consiste à examiner l'évolution de l'espérance de vie à la naissance (Gauthier et Duchesne, 1992). Puisque l'espérance de vie est un index commun des conditions de mortalité, son évolution résume bien l'amélioration des conditions de vie et les progrès

Figure 3.5 Quotients de mortalité des tables de mortalité selon l'âge et le sexe, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, Québec

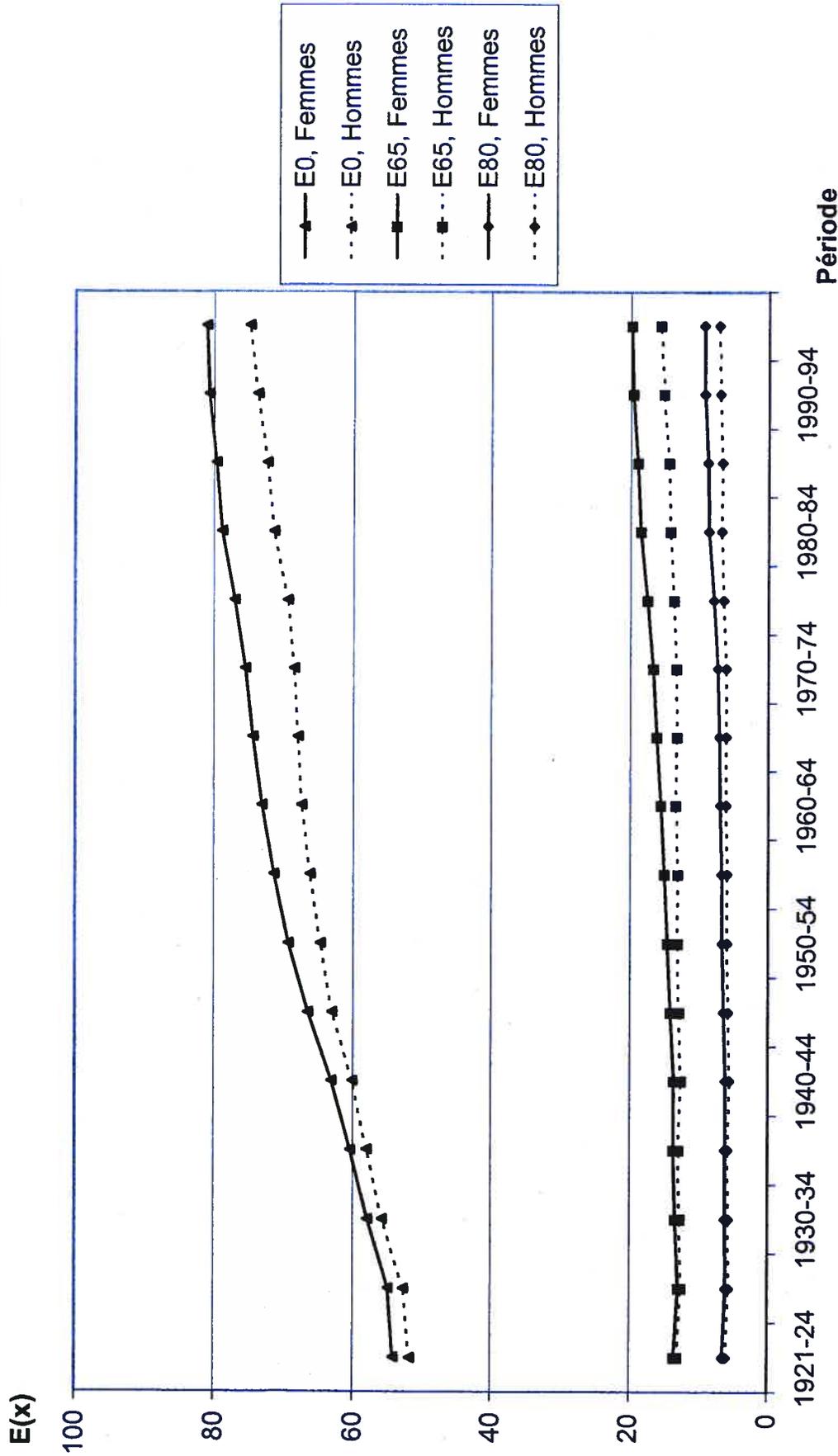


Source: Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne

effectués pour l'ensemble des âges au cours de la période étudiée. Cependant, comme les personnes âgées sont soumises à des causes de décès plus spécifiques aux âges élevés et qu'ils vivent aussi un processus de sénescence, les espérances de vie à 65 et 80 ans sont plus appropriées pour bien résumer l'évolution de la mortalité aux âges élevés.

La figure 3.6 présente l'évolution de l'espérance de vie à 0, 65 et 80 ans entre 1921-1924 et 1995-1999 pour chaque sexe. Pendant la période étudiée, l'espérance de vie à la naissance est passée de 54 à 81 ans pour les femmes et de 52 à 75 ans pour les hommes, l'écart entre les sexes s'agrandissant de 2 à 6 ans. L'augmentation a été continue mais plus rapide avant 1955-1959 qu'après, en partie à cause de la réduction de la mortalité infanto-juvénile, présente dès le début du XX<sup>e</sup> siècle, qui a entraîné des gains sans précédent au niveau de l'espérance de vie. Par la suite, la mortalité a diminué à tous les âges et l'espérance de vie a augmenté non plus à cause de la réduction de la mortalité aux âges plus jeunes mais grâce à la réduction de la mortalité aux âges adultes et élevés. Cela a contribué à ralentir l'augmentation de l'espérance de vie à la naissance puisqu'une amélioration de la survie aux âges adultes et élevés contribue moins à faire augmenter l'espérance de vie à la naissance qu'une amélioration de la survie de nouveau-nés. En examinant l'espérance de vie à 65 ans, on constate qu'elle est la même pour les femmes et les hommes (13 ans) au début de la période alors que l'écart est de 4 ans en 1995-1999, c'est-à-dire 20 ans chez les femmes et 16 ans chez les hommes. Un individu âgé de 65 ans peut donc espérer vivre, en moyenne, encore 18 ans, ce qui représente 5 ans de plus qu'en 1921-1924. Encore une fois, l'augmentation a été continue quoique très lente avant 1940-1944 et plus rapide ensuite. Finalement, l'évolution de l'espérance de vie à 80 ans est presque identique à celle à 65 ans mais avec un nombre moyen inférieur d'années qui restent à vivre; 6 ans pour les femmes et les hommes au début de la période et 9 ans pour les femmes et 7 ans pour les hommes en 1995-1999. Peu importe l'âge pour lequel on examine l'évolution de l'espérance de vie, aucun signe de ralentissement n'est perceptible, ce qui laisse penser que cela va continuer.

Figure 3.6 Espérance de vie à 0, 65 et 80 ans par sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec



Source: Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne

Ainsi, nous avons observé le déplacement de la baisse de mortalité vers les âges élevés et examiné plus particulièrement ce qui se passait aux âges élevés afin de voir l'influence de ce type d'évolution de la mortalité sur l'augmentation de la survie au Québec. Notre objectif est cependant de vérifier s'il y a présence des phénomènes de compression et de rectangularisation au Québec et, s'ils sont présents, de mesurer leur importance et comprendre leur évolution entre 1921 et 2000. Pour arriver à cela, nous aurons besoin d'indicateurs précis qui nous permettront de quantifier ces phénomènes et, par le fait même, d'observer leur évolution. C'est à ces indicateurs que nous nous intéressons particulièrement dans le chapitre suivant.

## **CHAPITRE 4 ÉTUDE DE LA COMPRESSION DE LA MORTALITÉ ET DE LA RECTANGULARISATION DE LA COURBE DE SURVIE AU QUÉBEC**

Dans ce chapitre, nous utilisons des indicateurs mesurant soit la compression, soit la rectangularisation ou encore le lien qui existe entre les deux afin de vérifier si ces phénomènes sont présents au Québec. Si tel est le cas, le calcul des indicateurs sélectionnés permettra de mieux caractériser leur évolution dans le temps et l'espace.

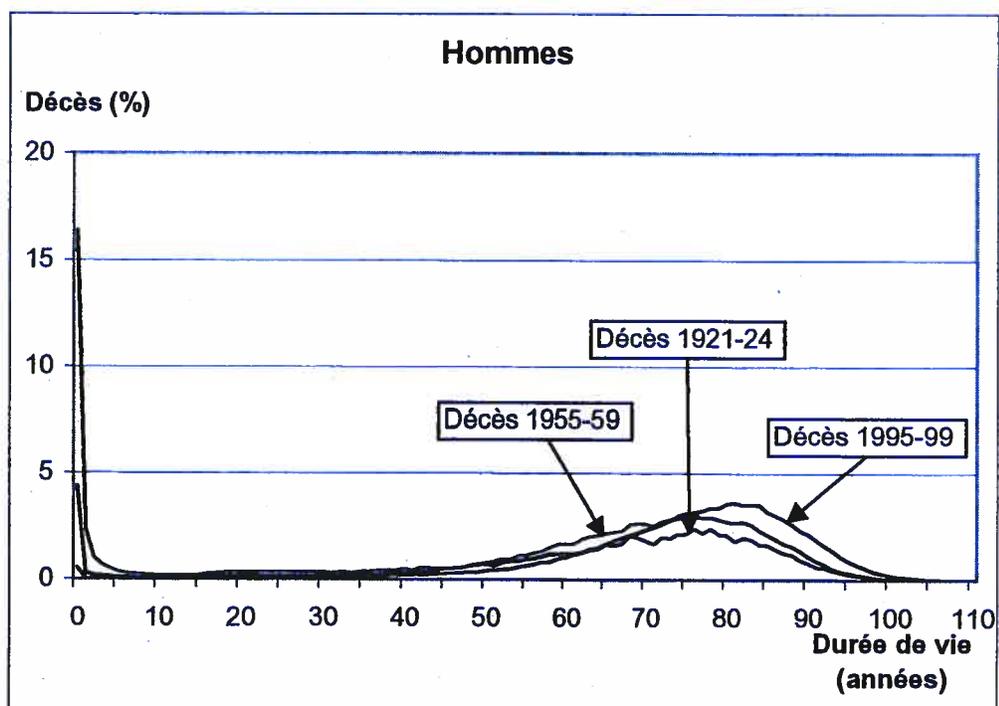
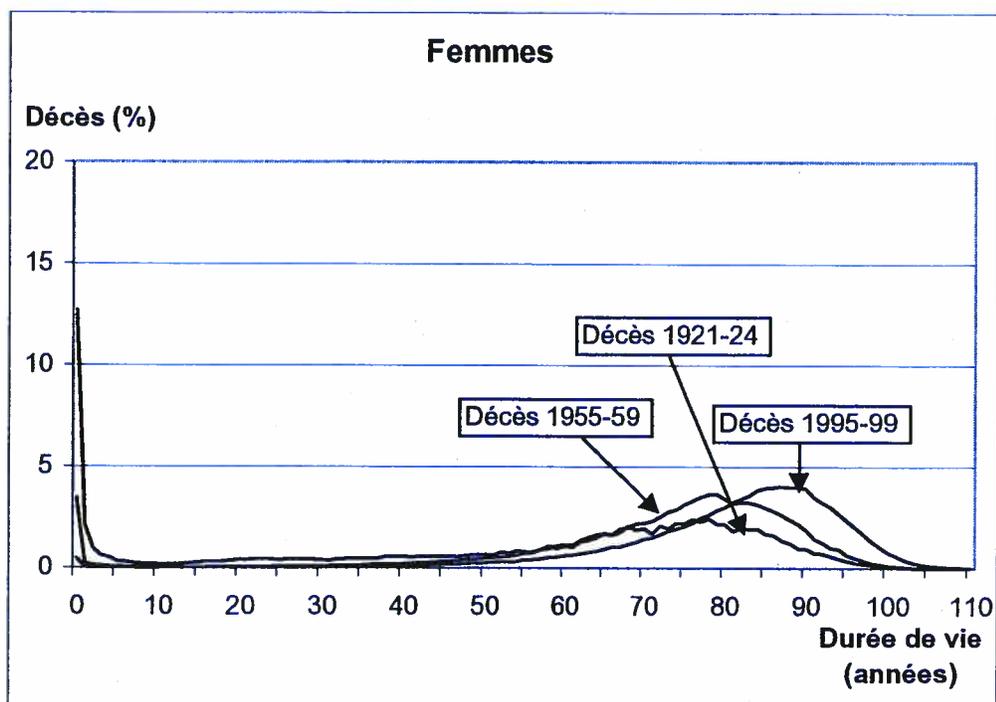
### **4.1 Compression de la mortalité**

Selon ce qui a été établi dans le premier chapitre, il se produit une compression de la mortalité lorsqu'une proportion donnée de décès se produit dans un intervalle d'âges de plus en plus petit. Dans cette section, nous essayons de voir s'il y a eu compression de la mortalité au Québec entre 1921 et 2000 en examinant la distribution des décès de la table et en calculant ensuite des indicateurs spécifiques à ce phénomène. Nous terminons en essayant de situer le Québec par rapport à divers pays afin de voir s'il est avancé ou non, en comparaison de ces pays, dans son processus de compression, en supposant qu'il subit effectivement une compression de la mortalité pour la période étudiée.

#### **4.1.1 Examen de la distribution des décès de la table de mortalité**

Sans utiliser d'indicateurs précis, il est possible de déterminer de façon intuitive s'il se produit une compression de la mortalité en examinant la distribution des décès de la table. La figure 4.1 présente l'évolution du pourcentage de décès selon la durée de vie au Québec pour les périodes 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999 pour chaque sexe. À première vue, les distributions sont bimodales; il y a un mode situé aux très jeunes âges et un autre aux âges plus élevés. Le mode situé aux jeunes âges devient inférieur à celui situé aux âges élevés seulement en 1995-1999, mais c'est ce dernier que nous utiliserons puisqu'on peut le considérer comme décrivant la durée de vie typique (Kannisto, 1996). Chez les femmes, le mode s'est déplacé vers les âges plus élevés entre 1921-1924 et 1995-1999. C'est également le cas chez les hommes même si le mode est inférieur et le déplacement moins important que chez

Figure 4.1 Distribution (en %) des décès de la table selon la durée de vie et le sexe, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, Québec



Source: Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne

les femmes. On constate également qu'il y a une augmentation du pourcentage de décès se produisant au mode qui se traduit par l'augmentation de la hauteur de la courbe à l'endroit même où se situe le mode. Encore une fois, le phénomène est plus flagrant chez les femmes. Finalement, on observe que l'augmentation du mode et du pourcentage de décès qui s'y produisent s'accompagnent d'une diminution de la variance des décès autour du mode. En effet, entre 1921-1924 et 1995-1999, il se produit un resserrement de la distribution des décès autour de l'âge modal au décès, ce qui diminue l'étendue de ces derniers sur l'ensemble des âges et surtout aux âges élevés et ce, de façon plus importante chez les femmes. Sans utiliser d'indicateurs, on peut donc affirmer qu'il se produit une compression de la mortalité puisqu'une proportion donnée de décès a lieu dans un intervalle d'âges de plus en plus petit.

Cette façon de faire état de la compression est efficace sur une longue période car les déplacements du mode et du pourcentage de décès qui s'y produisent se remarquent facilement. Sur une plus courte période, cela peut être plus difficile puisque les déplacements sont moins importants. Par ailleurs, ce type d'observation ne nous indique rien sur l'évolution du phénomène de période en période, sur son importance ou encore sur l'état d'avancement du Québec par rapport à certains pays qui vivent aussi ce phénomène. Pour pallier à ce problème, nous calculons différents indicateurs sélectionnés pour leur capacité à évaluer ces derniers aspects.

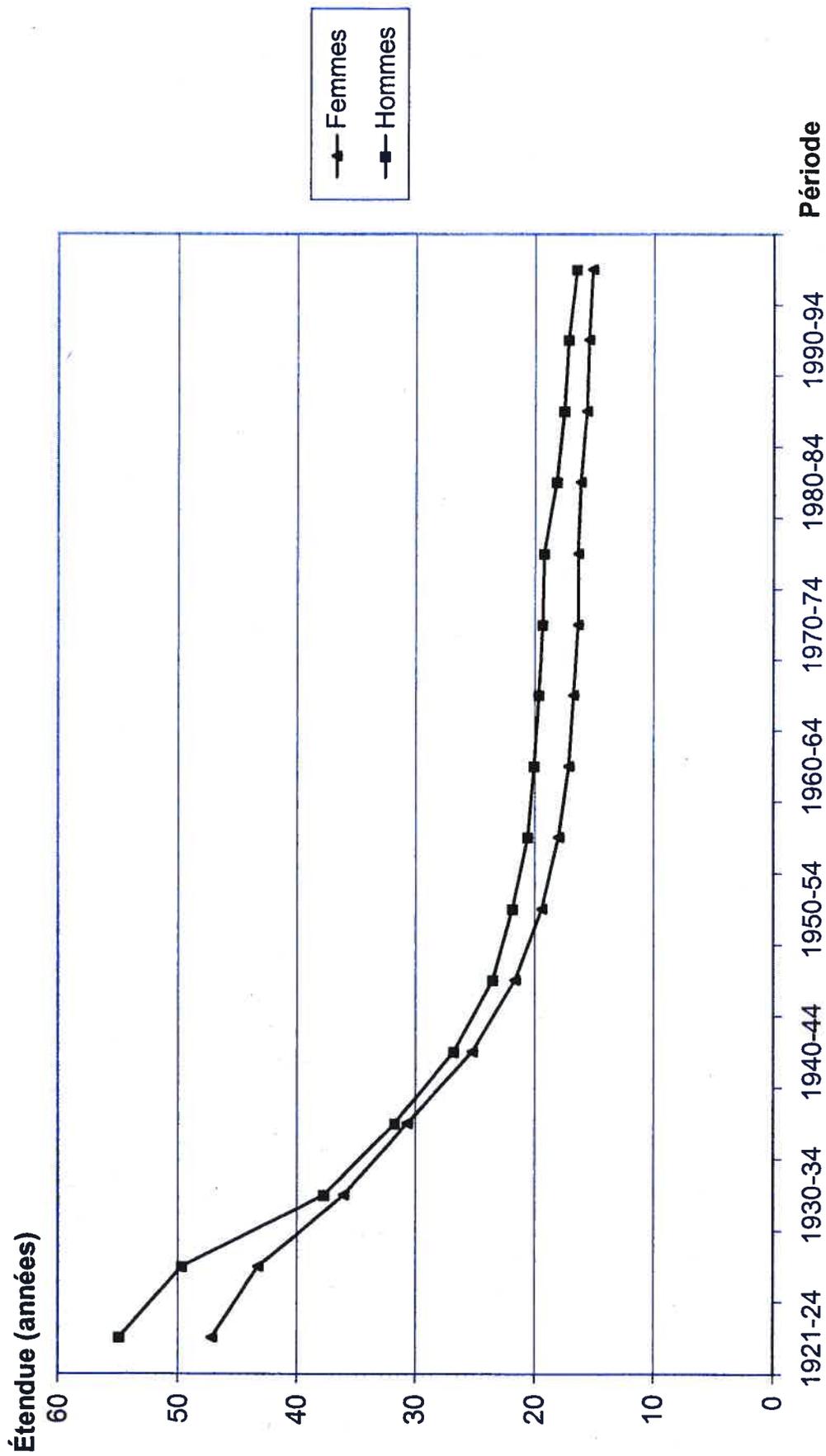
#### **4.1.2 Calcul des indicateurs retenus**

Les indicateurs choisis pour mesurer le phénomène de compression sont l'intervalle interquartile, la famille des  $C_x$  et l'écart-type de l'âge au décès au-dessus du mode. L'intervalle interquartile est un indicateur fixe dans la mesure où il représente l'intervalle dans lequel se produisent 50% des décès de la table entre les âges pour lesquels se sont déjà produits respectivement 25 et 75% des décès. Bien que la famille des  $C_x$  ait été jugée plus fiable que cet indicateur, l'intervalle interquartile est aussi intéressant à calculer puisqu'il peut indiquer s'il y a compression de la mortalité au Québec et donner une idée de son évolution au cours de la période étudiée. La figure 4.2 donne l'évolution de l'étendue de l'intervalle en années au Québec entre

1921-1924 et 1995-1999 pour chaque sexe. À prime abord, on voit que l'écart est plus grand entre les femmes et les hommes aux périodes 1921-1924 et 1925-1929. Comme nous l'avons vu au chapitre 2, la qualité des données était moins grande à cette époque et ce résultat en est probablement un exemple. Malgré cela, on voit que l'étendue de l'intervalle diminue constamment de 1921-1924 à 1995-1999, passant de 47 à 15 ans pour les femmes et de 55 à 16 ans pour les hommes. Puis, on remarque que l'étendue de l'intervalle diminue plus rapidement jusqu'à la période 1950-1954 et plus lentement ensuite sans toutefois arrêter de diminuer. Par ailleurs, l'intervalle est toujours plus grand chez les hommes, ce qui est normal si on considère que les femmes sont légèrement en avance sur ces derniers avec une espérance de vie plus grande.

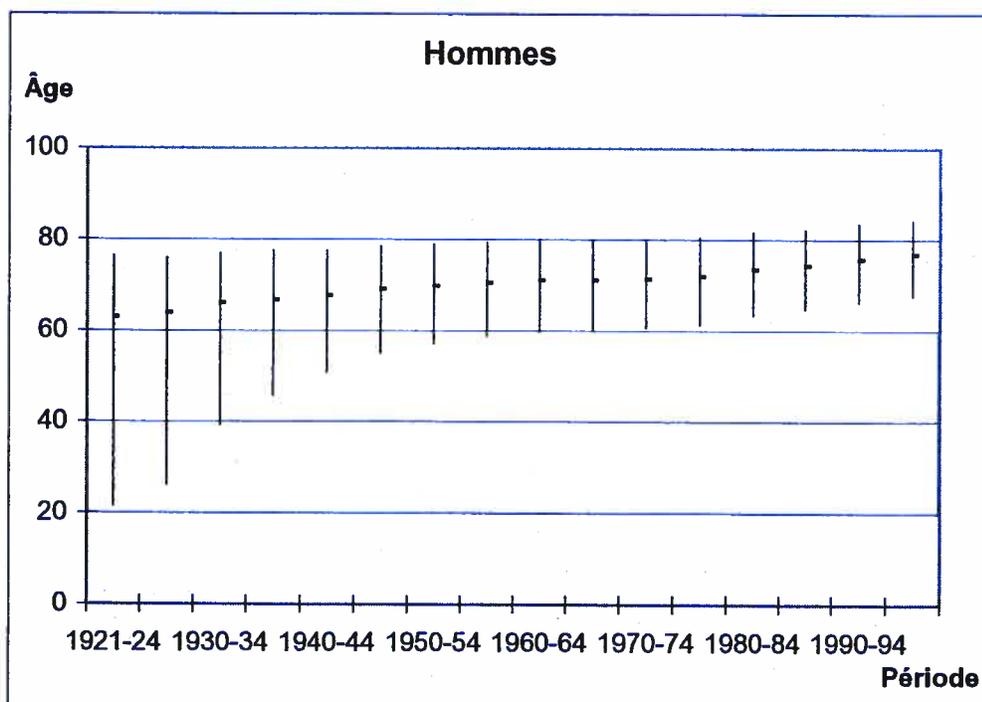
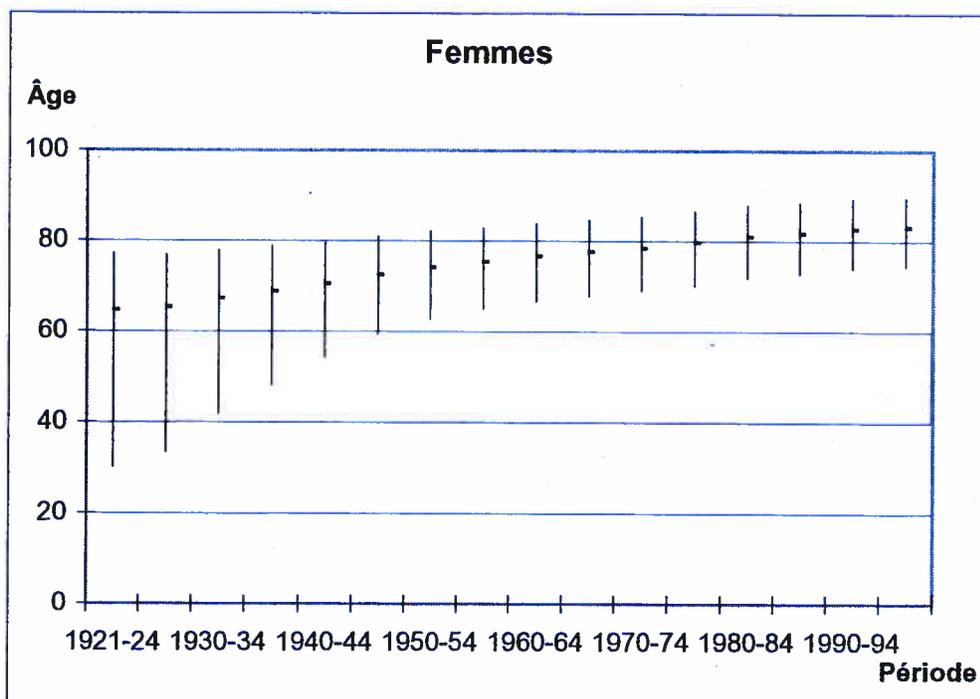
Cette diminution de l'IQR indique que les âges où se sont produits respectivement 25 et 75% des décès se sont rapprochés entre 1921-1924 et 1995-1999. Pour mieux voir leur évolution, nous avons mis en graphique les premiers ( $Q_1$ ) et troisièmes ( $Q_3$ ) quartiles, qui constituent respectivement les bornes inférieures et supérieures de l'IQR, de 1921-1924 à 1995-1999 pour chacun des sexes. Cette façon de représenter l'IQR permet de constater rapidement la diminution de son étendue de période en période. D'après la figure 4.3, l'âge supérieur augmente beaucoup moins que l'âge inférieur pour les deux sexes; entre 1921-1924 et 1995-1999, l'âge supérieur passe de 77 à 89 ans chez les femmes et de 76 à 84 ans chez les hommes alors que l'âge inférieur passe de 30 à 74 ans chez les femmes et de 21 à 67 ans chez les hommes. Ce résultat était prévisible dans la mesure où le déplacement de la baisse de la mortalité a d'abord touché les plus jeunes âges et donc d'abord permis à l'âge pour lequel 25% des décès se sont produits d'augmenter considérablement par rapport à l'âge pour lequel 75% des décès se sont produits. C'est d'ailleurs l'augmentation plus rapide du premier quartile qui crée la diminution plus rapide de l'étendue de l'IQR jusqu'en 1950-1954. Le ralentissement est observé tout simplement à cause du déplacement de la baisse de la mortalité vers les âges élevés qui fait progresser la compression de la mortalité même après 1950-1954 mais d'une façon moindre que lorsque de jeunes vies étaient sauvées. Évidemment, comme la survie des femmes est

Figure 4.2 Évolution de l'étendue de l'intervalle interquartile (IQR) par sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec



Source: Tableau A.4.1

Figure 4.3 Intervalles interquartiles pour chaque sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec



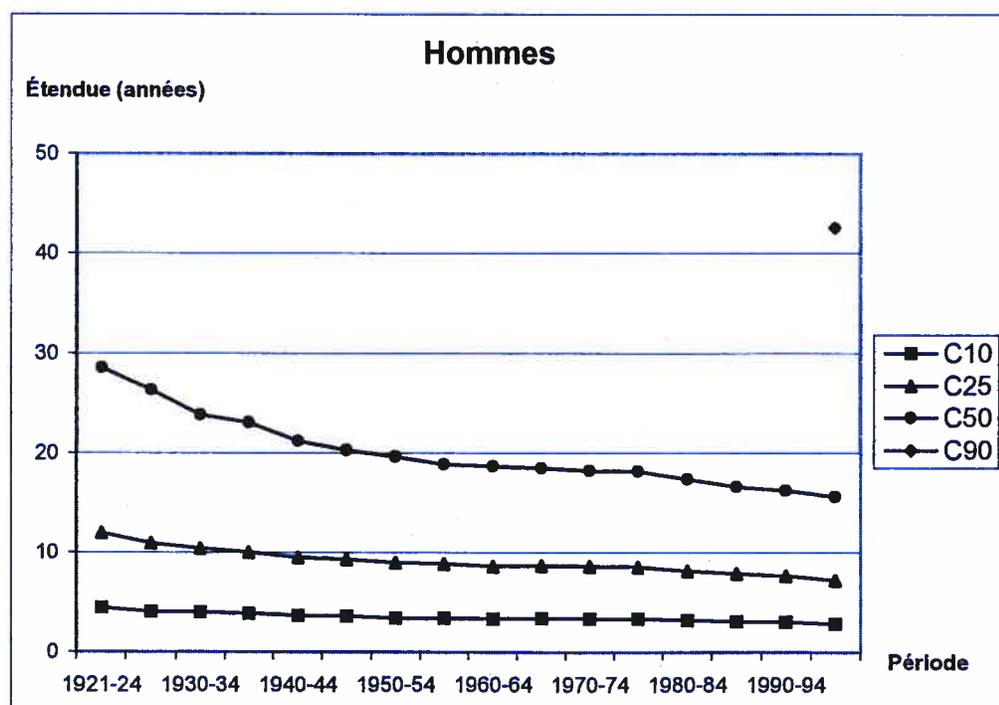
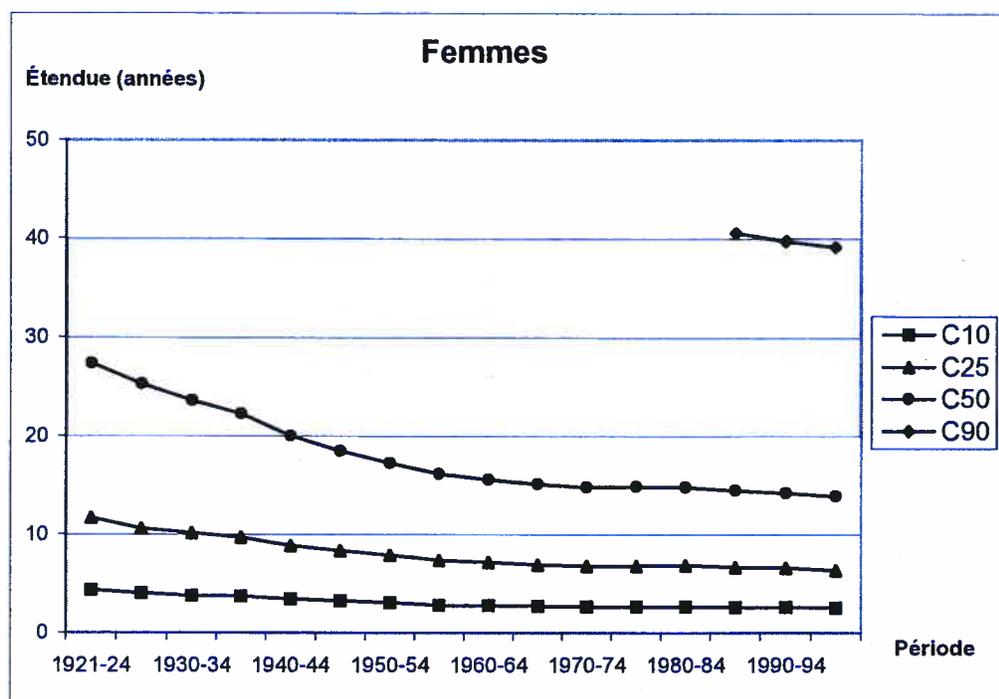
Source: Tableau A.4.1

plus grande que celle des hommes, les âges supérieurs et inférieurs sont moins élevés chez ces derniers.

Le deuxième indicateur que nous considérons, la famille des  $C_x$ , est un intervalle mobile, contrairement à l'IQR, c'est-à-dire qu'il peut se situer n'importe où sur l'ensemble des âges. Cet intervalle correspond au plus petit intervalle dans lequel se produit une proportion  $x$  de décès de la table. Nous l'avons calculé pour 10, 25, 50 et 90% entre 1921-1924 et 1995-1999 pour chaque sexe. Nous voyons d'abord que l'étendue des intervalles dans lesquels se situent 10, 25 et 50% des décès diminue constamment pendant la période étudiée et ce, pour chaque sexe (figure 4.4).  $C_{10}$ , qui est évidemment moins étendu que les autres parce qu'il contient une plus petite proportion de décès, passe de 4 à 3 ans chez les femmes et les hommes au cours de la période étudiée.  $C_{25}$  diminue de façon plus évidente; il est réduit de 6 ans (12 à 6 ans) chez les femmes et 5 ans (12 à 7 ans) chez les hommes alors que  $C_{50}$  diminue de 27 à 14 ans chez les femmes et de 29 à 16 ans chez les hommes. Comme nous l'avons constaté pour l'IQR,  $C_{10}$ ,  $C_{25}$  et  $C_{50}$  diminuent plus rapidement avant 1955-1959 qu'ensuite. À partir de 1960-1964, ces derniers continuent de diminuer mais de moins en moins rapidement et une manière de vérifier si la compression continue consiste alors à examiner  $C_{90}$ , qui est le plus petit intervalle contenant 90% des décès de la table. Cependant, ce dernier ne devient significatif que lorsque la mortalité infantile est assez petite pour être exclue de son calcul, ce qui explique pourquoi la série des  $C_{90}$  commence plus tard que les autres. Chez les hommes, aucune observation n'est possible puisque seule la valeur de  $C_{90}$  en 1995-1999, qui est de 42 ans, est significative. Chez les femmes,  $C_{90}$  a pu être calculé significativement pour trois périodes et sa valeur diminue d'une période quinquennale à l'autre, ce qui confirme que la compression de la mortalité continue de se produire au Québec même si on constate un ralentissement dans l'évolution de  $C_{10}$ ,  $C_{25}$  et  $C_{50}$ .

Comme nous l'avons fait pour l'IQR, nous avons mis en graphique les âges inférieurs et supérieurs du plus petit intervalle dans lequel se situent 50% des décès afin de voir comment il évolue au Québec entre 1921-1924 et 1995-1999. On voit

Figure 4.4 Évolution de l'indicateur  $C_x$  selon le sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec



Source: Tableau A.4.2

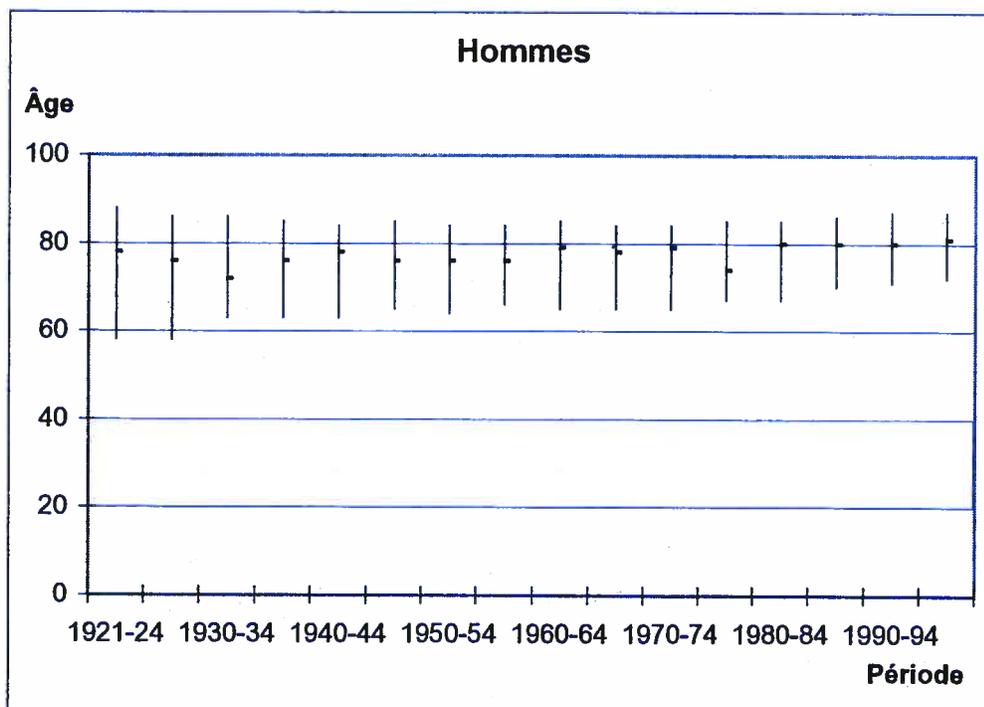
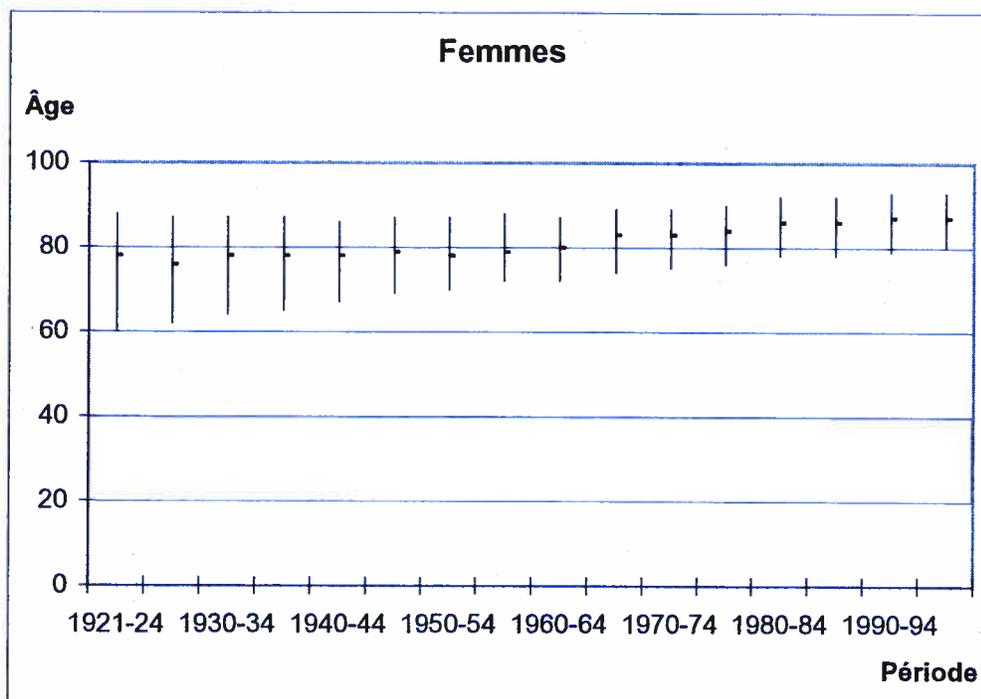
d'abord que l'étendue de l'intervalle diminue et que cette diminution est causée en majeure partie par l'augmentation de l'âge inférieur de l'intervalle qui passe de 60 à 80 ans pour les femmes et de 58 à 72 ans pour les hommes au cours de la période étudiée (figure 4.5). En comparaison, l'âge supérieur n'augmente que de 5 ans (88 à 93 ans) chez les femmes et diminue de 1 an chez les hommes (88 à 87 ans). Chez les femmes, la diminution de l'étendue de l'intervalle plus rapide avant 1955-1959 est due à une augmentation plus rapide de l'âge inférieur avant cette période alors que chez les hommes, même si l'augmentation de l'âge inférieur est clairement visible en nombre, les nombreuses variations de ce dernier de période en période rendent cette tendance moins évidente que pour l'IQR. Pour l'indicateur  $C_{50}$ , la comparaison des femmes avec les hommes montre que les intervalles étudiés sont plus étendus chez ces derniers et qu'ils concernent des âges plus jeunes.

Maintenant que nous avons montré qu'un même pourcentage de décès de la table se produit dans des intervalles d'âges de plus en plus petits, il est pertinent de se demander si les décès se situent de plus en plus près de l'âge modal au décès. Pour répondre à cette interrogation, nous avons calculé l'écart-type de l'âge au décès au-dessus du mode afin d'éliminer l'influence de la forte baisse de mortalité aux jeunes âges. Les résultats obtenus de 1921-1924 à 1995-1999 sont présentés à la figure 4.6 pour chaque sexe. Pour les femmes, l'écart-type passe de 9 ans en 1921-1924 à 7 ans en 1995-1999. Chez les hommes, l'écart-type varie de période en période mais sa valeur en 1995-1999 est la même qu'en 1921-1924, c'est-à-dire 8.

#### **4.1.3 Vérification de la présence du phénomène de compression au Québec**

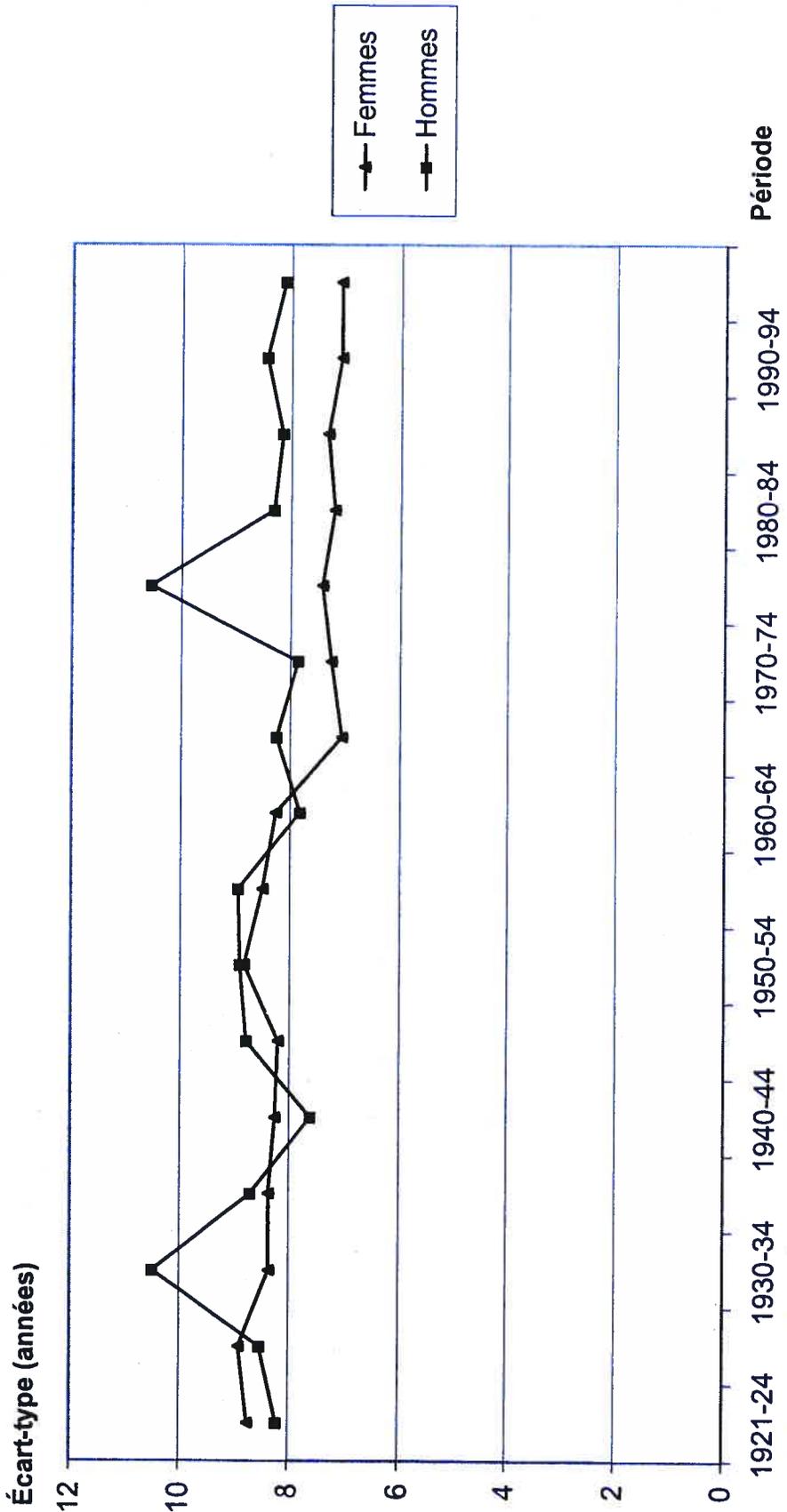
Grâce aux résultats que nous venons de présenter sur les divers indicateurs, nous pouvons affirmer qu'il s'est produit une compression de la mortalité au Québec au cours de la période 1921-1999, selon la définition de compression que nous avons établie dans le chapitre 1. L'intervalle interquartile de même que les plus petits intervalles dans lesquels se produit une proportion de 10, 25, 50 ou 90% des décès diminuent en étendue pour chaque sexe. Les étendues sont par ailleurs moins grandes chez les femmes que chez les hommes, ce qui montre que les femmes sont plus

Figure 4.5 Évolution de l'étendue du  $C_{50}$  pour chaque sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec



Source: Tableau A.4.3

Figure 4.6 Évolution de l'écart-type de l'âge au décès au-dessus du mode pour chaque sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec



Note: Les écart-types aux périodes 1930-1934 et 1975-1979 sont le résultat des âges modaux biaisés par la mauvaise qualité des données pour ces périodes spécifiques. Une correction effectuée par l'ISQ est cependant disponible pour la période 1975-1979.

Source: Tableau A.4.4

avancées dans le processus de compression de la mortalité. Voyons maintenant où en est le phénomène de compression de la mortalité au Québec par rapport à certains pays.

#### 4.1.4 Comparaison internationale

La plupart des articles publiés présentent leurs résultats sous forme de graphiques, ce qui réduit grandement les résultats disponibles pour une comparaison. Les résultats des pays qui serviront de comparaison dans cette section proviennent de trois différents articles publiés par Kannisto (2001; 2000b) et Wilmoth et Horiuchi (1999).

Le tableau 4.1 présente des valeurs du mode, de l'écart-type de l'âge au décès au-dessus du mode et de l'intervalle interquartile pour le Québec et différents pays à certaines périodes. Les résultats présentés ne concernent cependant que les femmes. Par rapport à la Finlande pour la période 1921-1929, on observe que le mode est également de 77 ans au Québec et que les valeurs de l'écart-type et de l'IQR sont plus élevées au Québec de respectivement 1,2 et 3 années. Ce premier résultat indique que, pour la période 1921-1929, la Finlande est plus avancée dans la compression de la mortalité que ne l'est le Québec. Par rapport aux États-Unis entre 1930 et 1935 et à l'ensemble des pays de comparaison pour les périodes s'étendant sur les années 50, le mode est plus élevé au Québec alors que l'écart-type y est inférieur. Cela est tout à fait normal puisque plus le mode augmente plus l'écart-type devrait diminuer lorsqu'il se produit une compression et c'est le cas au Québec, nous l'avons montré. Au début des années 70, on observe cependant que pour un mode moins avancé en âge au Québec par rapport aux États-Unis, on a un écart-type inférieur au Québec, ce qui laisse penser que les décès y sont plus compressés pour cette période. Le Québec serait toutefois moins avancé en compression que l'Angleterre, la Finlande et les Pays-Bas au début des années 90 puisque le mode plus élevé au Québec est associé avec un écart-type plus grand. Quant à l'IQR, on voit qu'il est plus grand de 3 ou 4 ans au Québec dans les années 50 par rapport aux pays de comparaison mais il devient inférieur à celui de l'Angleterre au début des années 90. D'autres valeurs de l'étendue de l'IQR, sexes confondus, sont disponibles dans le tableau 4.2 pour le

Tableau 4.1 Divers indicateurs de compression pour certaines périodes, femmes, Québec et différents pays

Pays et période	Mode	Écart-type au-dessus du mode	Intervalle interquartile
<b>Québec</b>			
1921-29	77,0	8,8	45,2
1930-34	78,0	8,4	36,0
1950-54	78,0	8,8	19,4
1970-74	83,0	7,2	16,4
1990-94	87,0	7,1	15,4
<b>Angleterre</b>			
1950-52	80,1	7,1	16,6
1990-92	86,2	7,0	15,9
<b>Finlande</b>			
1921-30	77,2	7,6	42,9
1951-55	79,0	7,0	16,4
1991-95	85,3	6,5	13,5
<b>Pays-Bas</b>			
1950-60	80,8	7,0	15,0
1990-95	86,7	6,5	14,4
<b>Suisse</b>			
1948-53	79,9	7,0	16,6
1988-93	87,6	6,0	13,6
<b>États-Unis</b>			
1931-35	76,8	8,7	—
1951-55	80,9	8,0	—
1971-75	84,5	7,4	—
1991-95	87,4	7,0	—

Note: Pour la période 1921-1929 au Québec, les valeurs des indicateurs ont été calculées en faisant la moyenne des périodes 1921-1924 et 1925-1929.

Sources: Angleterre, Finlande, Pays-Bas et Suisse:  
Tableau 1, Kannisto (2000b)  
États-Unis: Tableau 2, Kannisto (2001)  
Québec: Mode: Tables de mortalité complètes  
quinquennales tirées de la Base de  
données sur la longévité canadienne  
Intervalle interquartile: Tableau A.4.1  
Écart-type: Tableau A.4.4

Québec, la Suède, le Japon et les États-Unis pour différentes périodes quinquennales. Jusqu'en 1950, l'étendue de l'IQR est beaucoup plus grande au Québec que dans les pays de comparaison. Après 1950, l'IQR au Québec devient inférieur à celui des États-Unis et malgré le fait qu'il soit plus élevé que ceux de la Suède et du Japon, il demeure plus près, en valeur, de ces derniers que des États-Unis. Selon l'IQR, la Suède et le Japon ont donc une compression plus avancée que

Tableau 4.2 Évolution de l'étendue de l'intervalle interquartile sexes confondus pour certaines périodes, Québec, Suède, Japon et États-Unis

Période	Québec	Période	Suède	Japon	États-Unis
1921-24	51,0	1921-25	29,6	—	31,2
1930-34	36,8	1931-35	24,3	—	26,9
1940-44	26,0	1941-45	19,8	—	23,2
1950-54	20,6	1951-55	16,4	23,0	20,6
1960-64	18,6	1961-65	15,7	17,5	20,3
1970-74	17,8	1971-75	16,1	15,9	20,4
1980-84	17,2	1981-85	16,0	15,1	19,4
1990-94	16,3	1991-95	15,5	15,2	19,1

Note: Pour le Québec, la valeur de l'intervalle interquartile sexes confondus a été calculée en faisant la moyenne des femmes et des hommes.

Sources: Suède, Japon et États-Unis: Tableau 2, Wilmoth et Horiuchi (1999)  
Québec: Tableau A.4.1

le Québec pour les mêmes périodes.

Le tableau 4.3 permet de comparer les valeurs de  $C_{10}$ ,  $C_{50}$  et  $C_{90}$  du Québec avec celles de nombreux pays au début des années 90 pour chacun des sexes. Au premier coup d'œil, le Québec se situe dans la moyenne des pays de comparaison. Si on examine seulement les pays pour lesquels la période étudiée correspond à celle du Québec, c'est-à-dire 1990-1994, on remarque que les valeurs de  $C_{10}$ ,  $C_{50}$  et  $C_{90}$ <sup>22</sup> sont presque toujours inférieures au Québec par rapport à l'Angleterre, la Hongrie, le Danemark et les États-Unis pour les femmes et la France, la Slovénie, la Finlande, la Hongrie, le Danemark et les États-Unis pour les hommes. Autrement dit, la compression de la mortalité est plus avancée au Québec que dans les pays mentionnés selon le sexe et moins avancée que dans les pays qui n'ont pas été nommés. Cela confirme les résultats déjà obtenus pour les pays de comparaison, excepté pour l'Angleterre et les États-Unis. La combinaison de l'augmentation du mode et de l'écart-type montre que la compression est plus avancée en Angleterre dans les années 90 alors que l'IQR et les valeurs  $C_{10}$ ,  $C_{50}$  et  $C_{90}$  indiquent qu'elle est plus avancée au Québec. La même situation se présente pour les États-Unis avant 1950 puisque l'IQR montre que la compression y est plus avancée qu'au Québec alors que

<sup>22</sup> La valeur de  $C_{90}$  n'est pas indiquée pour les hommes puisque la mortalité infanto-juvénile entre encore dans le calcul de cet indicateur en 1990-1994.

la combinaison du mode et de l'écart-type ainsi que les valeurs de  $C_{10}$ ,  $C_{50}$  et  $C_{90}$  montrent que la compression est plus avancée au Québec entre 1930 et 1935. Cette dernière contradiction peut toutefois être due à la divergence des périodes; l'une étant beaucoup moins étendue que l'autre.

Tableau 4.3 Valeurs récentes de  $C_{10}$ ,  $C_{50}$  et  $C_{90}$  pour les femmes, Québec et différents pays

Pays	Période	$C_{10}$		$C_{50}$		$C_{90}$	
		Femme	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme
Québec	1990-94	2,59	2,99	14,2	16,2	39,7	—
France	1991-95	2,20	3,02	12,1	17,1	37,0	47,6
Japon	1995	2,20	2,63	12,3	14,6	36,5	40,6
Suisse	1988-93	2,24	2,83	12,4	15,5	36,7	45,1
Italie	1993	2,24	2,86	12,4	15,7	36,0	42,8
Suède	1992-96	2,29	2,64	12,6	14,4	36,8	39,7
Autriche	1990-92	2,22	2,92	12,6	16,2	37,3	44,5
Finlande	1991-95	2,25	3,01	12,6	16,4	36,3	45,8
Pays-Bas	1990-95	2,35	2,74	13,1	15,0	38,0	40,0
Allemagne (Ouest)	1986-88	2,37	2,85	13,1	15,8	38,2	43,2
Slovénie	1993-95	2,39	3,25	13,1	17,7	37,6	47,0
Irlande	1990-92	2,46	2,81	13,8	15,1	38,0	40,2
Australie	1994-96	2,42	2,75	13,9	15,2	39,6	42,4
Angleterre	1990-92	2,70	2,86	14,8	15,6	39,6	41,2
Hongrie	1990	2,72	3,79	14,8	20,5	42,7	50,8
Grèce	1980	2,75	3,00	14,9	16,3	39,9	46,5
Nouvelle-Zélande	1985-87	2,76	2,98	15,0	16,3	49,8	45,1
Danemark	1994-95	2,77	3,03	15,5	16,3	41,1	43,7
Écosse	1980-82	2,82	3,03	15,6	16,6	42,4	43,9
Corée, S.	1985-87	2,87	3,14	15,7	17,0	42,3	44,0
États-Unis	1991-95	2,82	3,21	15,7	17,7	43,2	50,7
Chili	1986-89	2,89	3,39	15,8	18,5	43,4	49,5
Chine	1981	2,90	3,12	16,8	16,9	61,1	57,3

Sources: Autres pays: Tableau 2, Kannisto (2000b)  
Québec: Tableau A.4.2

#### 4.2 Rectangularisation de la courbe de survie

Selon la définition établie dans le chapitre 1, la rectangularisation de la courbe de survie s'effectue lorsque de plus en plus de gens atteignent les âges élevés, ce qui s'accompagne évidemment d'une augmentation du mode et d'une diminution de la variation des décès. Cela se traduit par une pente de la courbe de survie qui devient

de plus en plus verticale aux âges élevés. Voyons d'abord ce qu'il en est de l'évolution de la courbe de survie au Québec entre 1921-1924 et 1995-1999. Puis, nous utiliserons des indicateurs spécifiques au phénomène de rectangularisation pour examiner son évolution, connaître son importance et situer le Québec par rapport à certains pays.

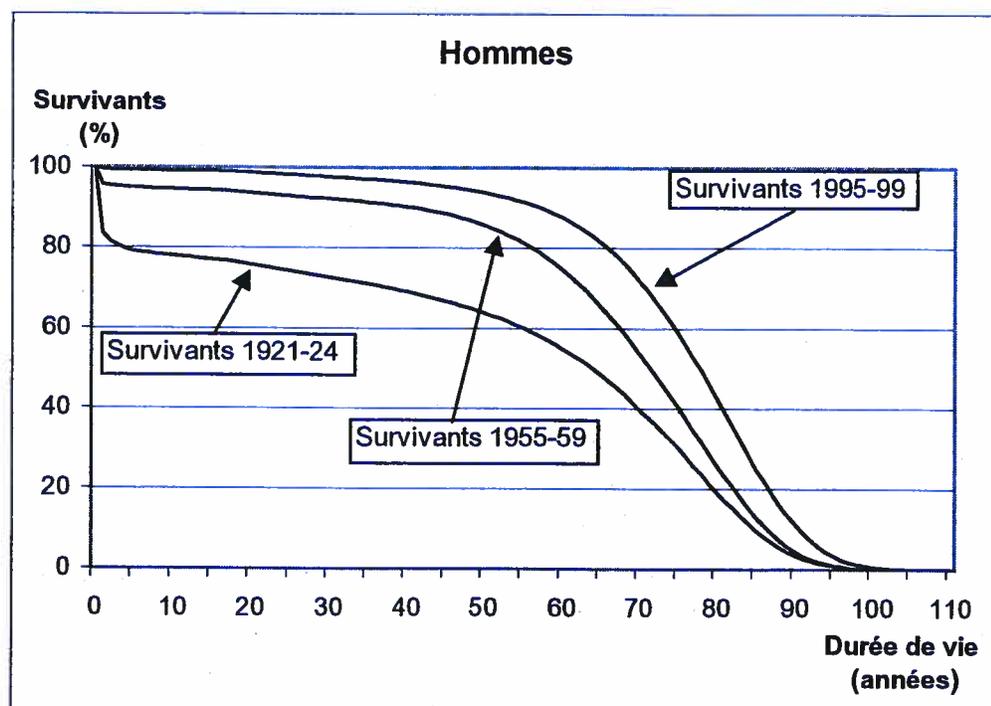
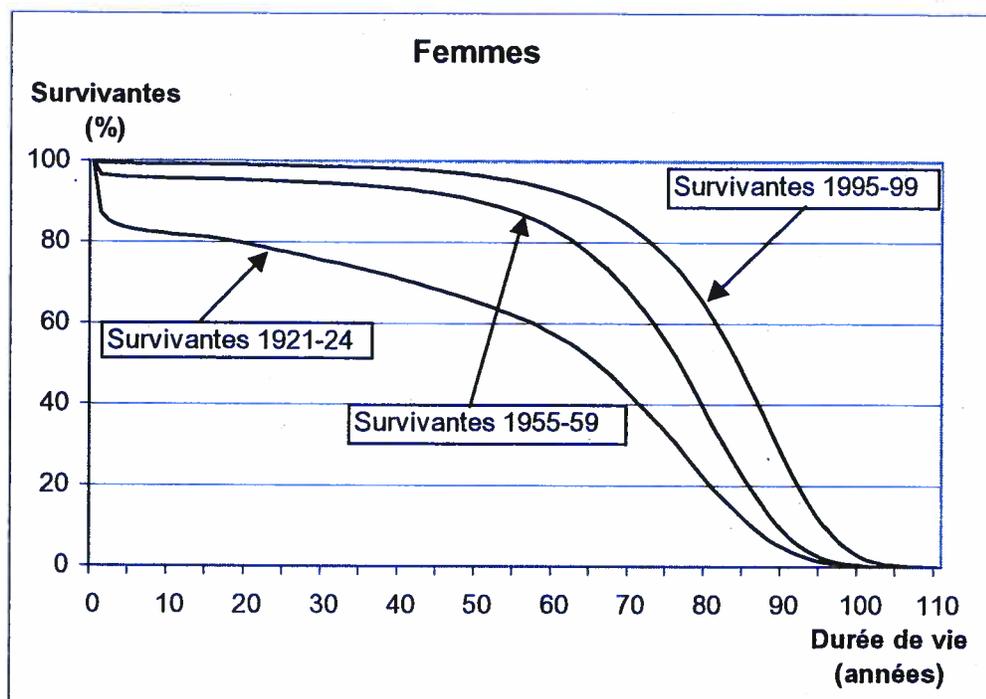
#### 4.2.1 Examen de la courbe de survie

Comme pour la compression, il est possible, en examinant les courbes de survie, de déterminer intuitivement s'il se produit une rectangularisation au Québec entre 1921 et 2000. La figure 4.7 présente les courbes des survivants par sexe pour les périodes 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999. Au premier coup d'œil, on note effectivement la présence de ce phénomène chez les deux sexes. En 1995-1999, 90% des survivants sont encore en vie à 64 ans chez les femmes et 57 ans chez les hommes alors qu'en 1921-1924, il ne restait 90% des survivants qu'à moins de 1 an pour les deux sexes. On remarque, par ailleurs, la très forte augmentation du pourcentage de survivants aux jeunes âges et aux âges adultes entre 1921-1924 et 1955-1959 alors qu'entre 1955-1959 et 1995-1999, le pourcentage de survivants augmente plus aux âges adultes et élevés. Voyons maintenant ce que montrent les indicateurs.

#### 4.2.2 Calcul des indicateurs retenus

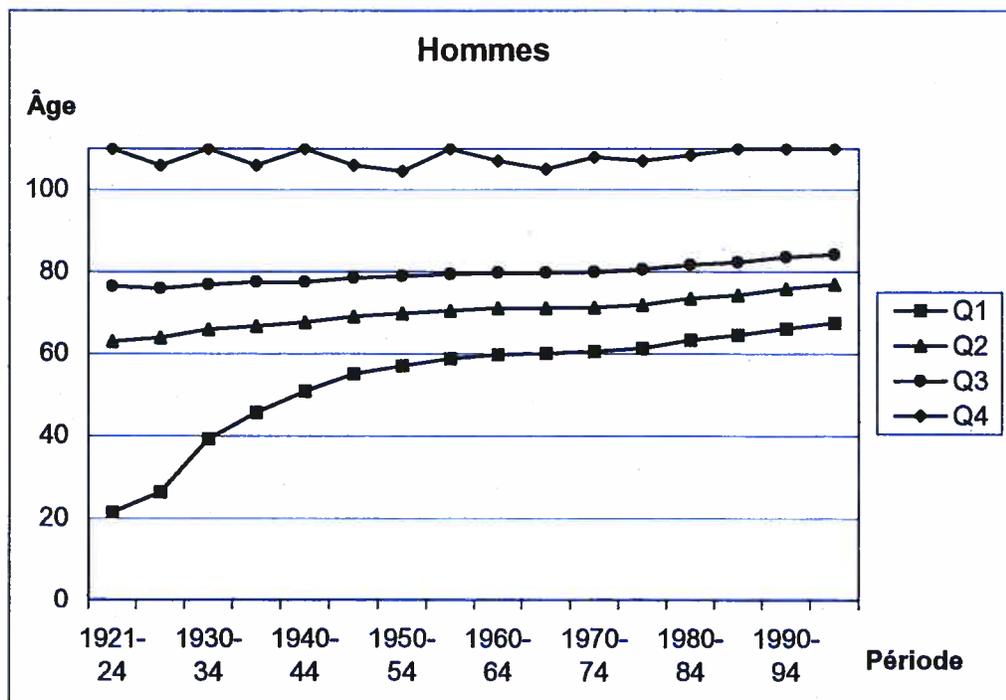
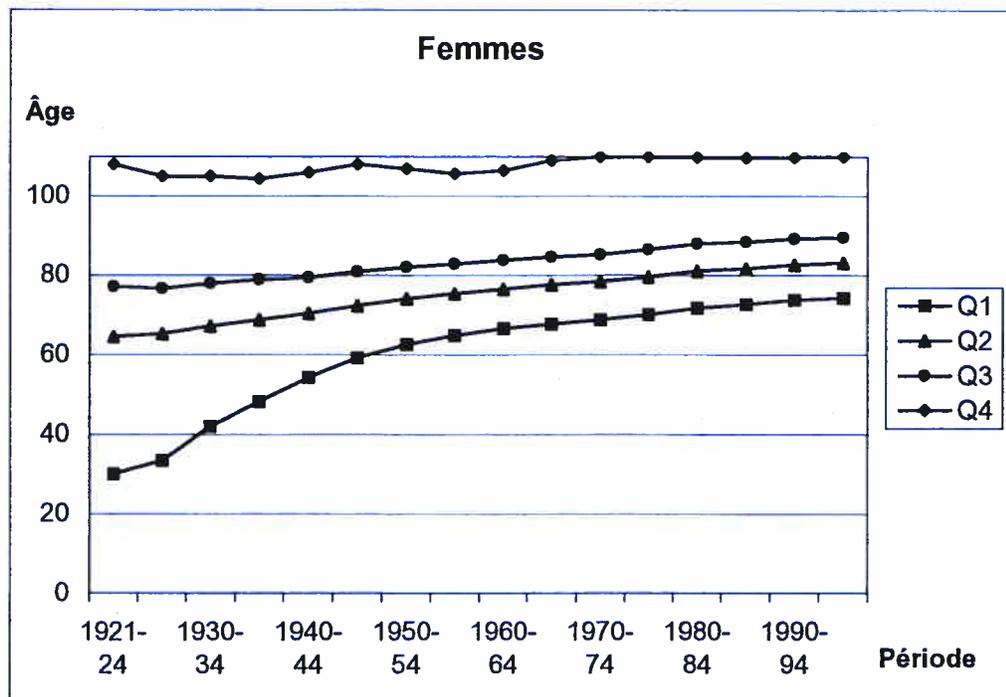
Quatre indicateurs différents ont été retenus pour décrire le phénomène de rectangularisation au Québec, il s'agit des quartiles, du mode, du pourcentage de décès se produisant au mode et de l'indice de rectangularité. Les quartiles  $Q_1$ ,  $Q_2$ ,  $Q_3$  et  $Q_4$ ,  $Q_4$  correspondant à l'âge maximal atteint au décès dans la table, sont utilisés pour examiner l'horizontalisation de la courbe de survie, un des deux aspects à considérer lorsqu'on étudie la rectangularisation de la courbe, l'autre étant la verticalisation. Si les quartiles augmentent, le degré d'horizontalisation de la courbe augmente également. Les quartiles sont présentés à la figure 4.8 pour les femmes et les hommes entre 1921-1924 et 1995-1999. Les résultats confirment ce que nous avons obtenu jusqu'ici, c'est-à-dire que les âges pour lesquels se sont déjà produits 25 ( $Q_1$ ), 50 ( $Q_2$ ) et 75% ( $Q_3$ ) des décès de la table augmentent

Figure 4.7 Distribution (en %) des survivants selon la durée de vie et le sexe, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, Québec



Source: Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne

Figure 4.8 Quartiles de l'âge au décès par sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec



Source: Tableau A.4.1

continuellement au cours de la période étudiée. Cette augmentation est plus rapide pour  $Q_1$  avant 1950-1954 chez les femmes et 1955-1959 chez les hommes alors que pour  $Q_2$ , l'augmentation semble plutôt constante. Quant à  $Q_3$ , il augmente un peu plus rapidement au début des années 60 chez les femmes et 80 chez les hommes.  $Q_4$  passe de 108 à 110 ans après quelques variations entre 1921-1924 et 1995-1999 chez les femmes (110 ans signifiant que le minimum de 110 ans est atteint puisque les décès sont disponibles pour le groupe ouvert seulement) alors que chez les hommes, malgré les variations observées pendant la période, la valeur maximale atteinte demeure 110 ans en 1921-1924 et 1995-1999.

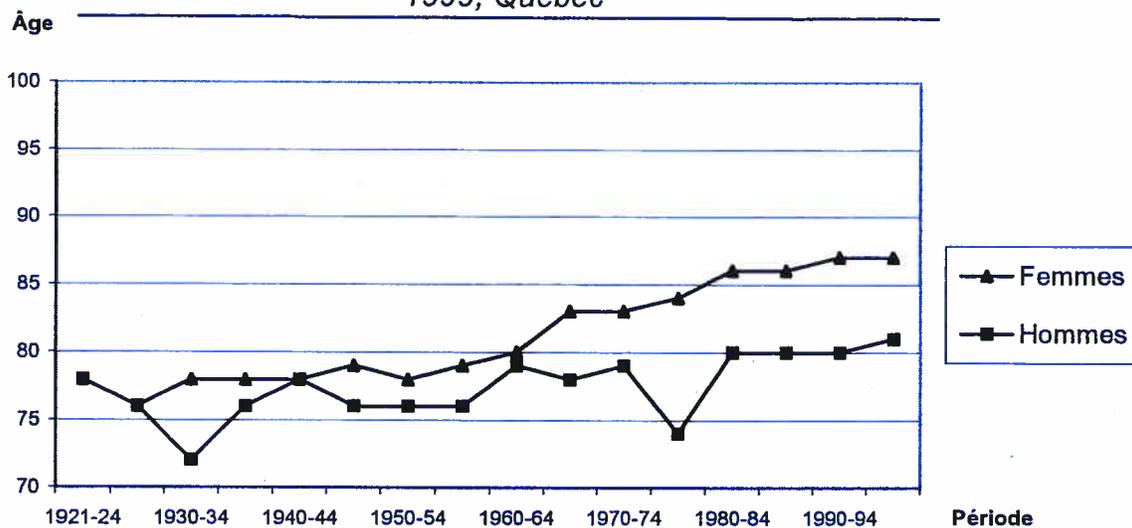
Par ailleurs, comme l'amélioration de la survie a été très forte aux jeunes âges au début du XX<sup>e</sup> siècle, l'évolution de l'espérance de vie à la naissance (âge moyen) peut être influencée par la baisse importante de la mortalité infanto-juvénile. Sachant cela, il est intéressant d'apprécier le déplacement de la baisse de la mortalité à l'aide de l'âge modal au décès qui n'est pas influencé par ce facteur. La figure 4.9 présente l'évolution du mode au Québec entre 1921-1924 et 1995-1999 pour chaque sexe. À première vue, on constate une diminution assez forte du mode chez les hommes aux périodes 1930-1934 (4 ans) et 1975-1979 (5 ans) alors qu'aucune diminution de ce genre n'est observable chez les femmes. Une diminution aussi importante n'est certainement pas réaliste et est probablement due à la mauvaise qualité des données. Pour la période 1975-1979, une correction a été apportée aux données de décès par l'ISQ mais elle n'a pas été prise en compte par Statistique Canada parce qu'elle a été envoyée après réception des données par Statistique Canada. Nous garderons donc ces modes tels quels pour cette étude mais serons prudents avec les résultats pour lesquels le mode fait partie du calcul pour ces périodes spécifiques<sup>23</sup>. Ainsi, on remarque que l'augmentation de l'âge modal au décès est plus importante chez les femmes (9 ans) que chez les hommes (3 ans) entre 1921-1924 et 1995-1999. L'augmentation du mode observée ici, de même que l'augmentation des quartiles observée précédemment, nous indiquent donc que la courbe de survie s'horizontalise.

<sup>23</sup> Le résultat de l'écart-type de l'âge au décès au-dessus du mode (figure 4.6) est influencé par le résultat de l'âge modal au décès, ce qui explique les augmentations de l'écart-type pour les périodes 1930-1934 et 1975-1979 chez les hommes.

Cependant, pour être tout à fait sûr que la courbe de survie se rectangularise, il faut aussi vérifier si elle se verticalise. En examinant l'évolution du pourcentage de décès se produisant au mode entre 1921 et 2000, on constate qu'il augmente continuellement au cours de la période étudiée, passant de 2,4 à 4,0% pour les femmes et de 2,4 à 3,6% pour les hommes (figure 4.10). Ce résultat confirme qu'il y a verticalisation de la courbe, ce qui signifie, selon l'observation des quartiles, du mode et du pourcentage de décès se produisant au mode, qu'il y a bel et bien rectangularisation de la courbe de survie.

Alors que la présence du phénomène de rectangularisation est confirmée, nous nous intéressons à un dernier indicateur, l'indice de rectangularité, qui permet d'avoir une idée de l'avancement de la courbe de survie d'une période donnée par rapport à la courbe de survie parfaite déterminée par la possibilité maximale de survivants (100%) et la verticale à l'axe des abscisses qui croise la courbe de survie au point où il ne reste que 1% de survivants. L'indice a été calculé entre 1921-1924 et 1995-1999 pour des courbes de survie commençant à 0, 15, 65 et 80 ans. Les résultats sont présentés par sexe à la figure 4.11. La présence de la rectangularisation est confirmée par l'augmentation de la valeur de l'indice et ce, peu importe l'âge auquel la courbe de survie commence. Le maximum atteint au Québec pour la période étudiée demeure cependant loin de la rectangularité parfaite de la courbe de survie (valeur de l'indice égale à 100%) puisque le maximum atteint, pour la courbe de survie commençant à 0 an, est de 79% chez les femmes et 76% chez les hommes. Plus particulièrement, si on examine  $R_0$  et  $R_{15}$ , on constate que la courbe de  $R_0$  passe au-dessus de la courbe de  $R_{15}$  à la fin des années 40, ce qui est normal étant donné l'énorme amélioration de la survie due à la baisse de la mortalité infanto-juvénile qui a causé l'augmentation plus grande de  $R_0$  comparativement à  $R_{15}$ . Par ailleurs, on remarque que  $R_0$  et  $R_{15}$  chez les femmes et  $R_0$  chez les hommes augmentent plus rapidement jusqu'en 1950-1954 et 1955-1959 respectivement. Quant à  $R_{65}$  et  $R_{80}$ , ils augmentent plus rapidement à partir de 1960-1964 chez les femmes et 1980-1984 chez les hommes alors que la tendance avant ces périodes est plutôt stable. Ces résultats correspondent avec l'évolution des taux de mortalité observée à l'aide des surfaces de mortalité au

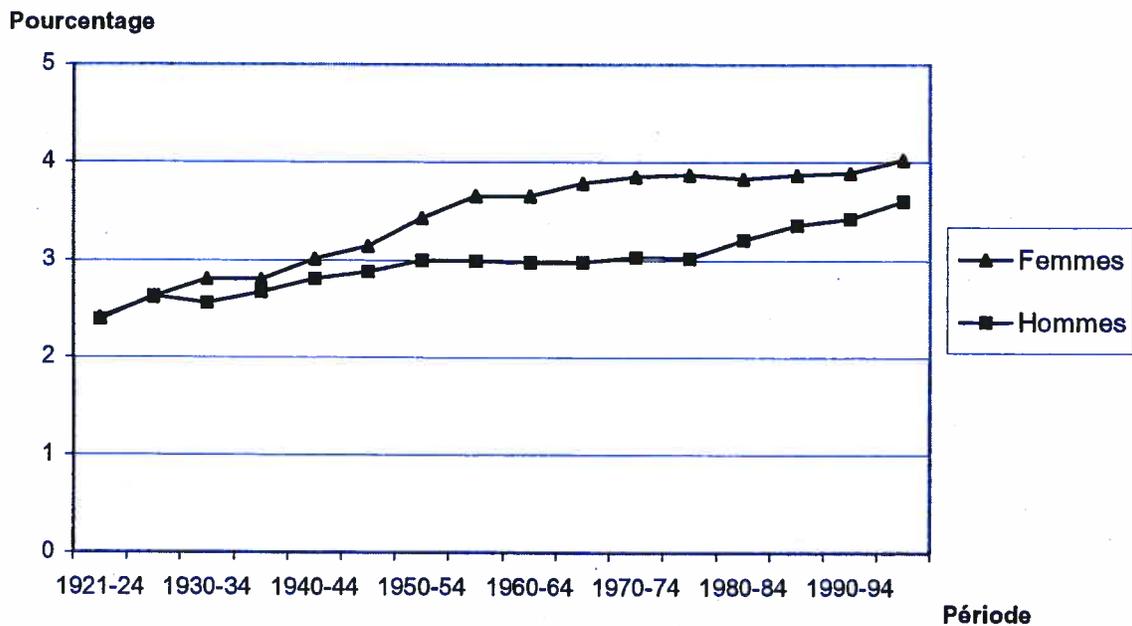
Figure 4.9 Âge modal au décès par sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec



Note: Les résultats de l'âge modal au décès aux périodes 1930-1934 et 1975-1979 sont biaisés par la mauvaise qualité des données pour ces périodes spécifiques. Une correction effectuée par l'ISQ est cependant disponible pour la période 1975-1979.

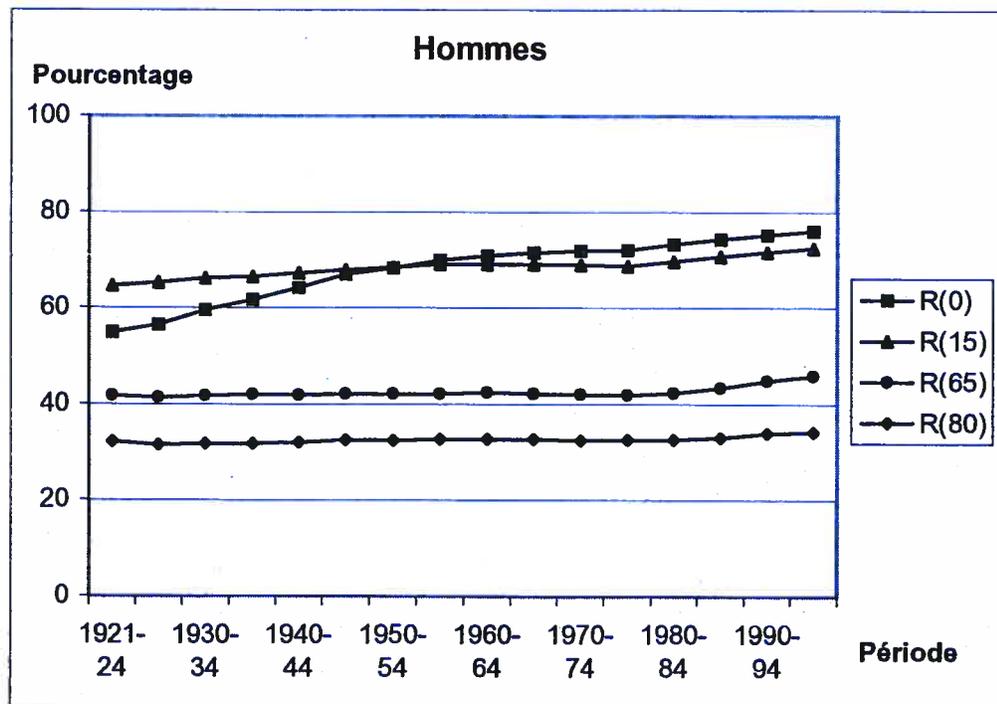
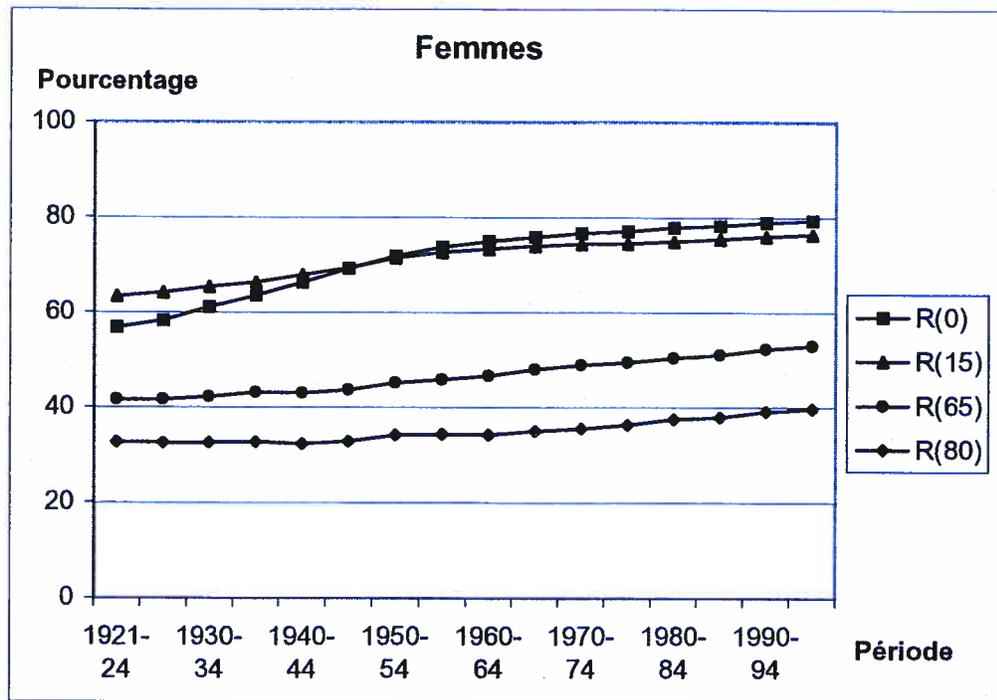
Source: Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne

Figure 4.10 Pourcentage de décès concentrés à l'âge modal par sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec



Source: Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne

Figure 4.11 Indices de rectangularité par sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec



Source: Tableau A.4.5

chapitre précédent. Généralement, l'indice de rectangularité est plus élevé chez les femmes peu importe l'âge auquel la courbe de survie débute, ce qui indique que celles-ci sont plus avancées dans la rectangularisation de la courbe que les hommes. Évidemment, plus la courbe de survie commence à un âge élevé, plus le pourcentage associé est éloigné de 100% étant donné que les gains aux âges élevés sont apparus beaucoup plus tard.

#### **4.2.3 Vérification de la présence du phénomène de rectangularisation au Québec**

Dans le chapitre 1, nous avons établi qu'une compression de la mortalité menait à une rectangularisation de la courbe de survie lorsque le mode augmente et qu'une compression de la mortalité se produit autour de ce mode qui augmente. Nous avons vu, dans ce chapitre, que le mode augmente au cours de la période étudiée et, par le calcul de l'écart-type, que les décès se produisant au-dessus du mode se situent plus près de celui-ci chez les femmes mais pas nécessairement chez les hommes (l'écart-type garde la même valeur en 1921-1924 et 1995-1999). Il est possible que la mauvaise qualité des données pour la période 1921-1924 soit responsable de ce résultat chez les hommes. L'évolution de l'écart-type chez les hommes ne nous permettait cependant pas de conclure d'une façon satisfaisante que les décès ont lieu plus près du mode et, donc, que la compression menait à une rectangularisation. L'examen de différents indicateurs mesurant spécifiquement le phénomène de la rectangularisation de la courbe de survie nous a donc permis de constater qu'il y avait bien rectangularisation de la courbe de survie au Québec entre 1921 et 2000.

En effet, nous avons observé, par l'évolution de l'âge modal au décès et du pourcentage de décès se produisant à l'âge modal, qu'il se produit une verticalisation et une horizontalisation de la courbe de survie et donc, une rectangularisation de la courbe de survie au Québec durant la période 1921-1999. Par ailleurs, l'examen de l'indice de rectangularité nous donne une très bonne idée de la façon dont a évolué le phénomène auquel on s'intéresse. Finalement, toujours selon les résultats, les femmes, qui étaient plus avancées dans leur compression de la mortalité, précèdent

également les hommes par rapport à la rectangularisation. Nous terminons notre étude de la rectangularisation en essayant de situer le Québec par rapport aux pays pour lesquels on possède des données de comparaison.

#### 4.2.4 Comparaison internationale

Comme c'était le cas pour la compression, la plupart des articles publiés sur le phénomène de rectangularisation présentent leurs résultats sous forme de graphiques plutôt qu'en tableau. Cela réduit les résultats disponibles pour une comparaison avec différents pays. Néanmoins, nous connaissons les valeurs de  $Q_2$  et  $Q_3$  de la Suisse pour les années 1969 et 1994. Ces résultats ainsi que ceux du Québec sont présentés par sexe dans le tableau 4.4 pour les périodes 1965-1969 et 1990-1994. Au Québec, pour la période 1965-1969,  $Q_2$  est supérieur d'une année chez les femmes et de 2 ans inférieur chez les hommes. Au début des années 90, la différence demeure la même chez les hommes alors que le résultat s'inverse chez les femmes puisque la valeur de  $Q_2$  est supérieure d'une année en Suisse par rapport au Québec. Quant à  $Q_3$ , il est plus élevé d'une année chez les femmes pour une même valeur chez les hommes au Québec à la fin des années 60 alors qu'il a la même valeur chez les femmes et 2 ans de moins chez les hommes au début des années 90. En tous les cas, femme ou homme,  $Q_2$  ou  $Q_3$ , l'augmentation a été plus forte en Suisse qu'au Québec entre les périodes ou années étudiées. Cela laisse penser que l'amélioration de la survie a eu plus d'effet sur la rectangularisation en Suisse qu'au Québec.

#### 4.3 Lien entre les deux phénomènes

L'indicateur utilisé dans cette section s'appelle l'entropie. Il représente le pourcentage d'augmentation de l'espérance de vie à l'âge  $x$  si on suppose une diminution de 1% de la mortalité à l'âge  $x$  et plus. Si la valeur de cet indicateur diminue, cela signifie que la diminution de 1% de la mortalité a de moins en moins d'impact sur l'augmentation de l'espérance de vie. Une valeur de  $H_x=0$  signifie qu'on a atteint une compression et une rectangularité parfaites puisqu'une amélioration de l'espérance de vie n'est plus possible. On interprète souvent l'entropie en la mettant en lien avec l'espérance de vie concernée car une entropie qui diminue pour une

Tableau 4.4 Évolution de  $Q_2$  et  $Q_3$  pour certaines périodes et années pour chaque sexe, Québec et Suisse

Québec	Femmes		Hommes	
	$Q_2$	$Q_3$	$Q_2$	$Q_3$
1965-1969	78	85	71	80
1990-1994	83	89	76	83
Différence 1965-1969 et 1990-1994	5	4	5	3
Suisse				
1969	77	84	73	80
1994	84	89	78	85
Différence 1994-1969	7	5	5	5

Sources: Suisse: Tableau 1, Paccaud (2000) et Paccaud et al. (1998)

Québec: Tableau A.4.1

espérance de vie qui augmente signifie une compression de la mortalité. Mais nous avons aussi établi qu'une compression qui se produit au-delà de l'âge  $x$  accompagnée d'une espérance de vie à l'âge  $x$  qui augmente mène à une rectangularisation. Voilà pourquoi on considère cet indicateur comme faisant le lien entre les deux phénomènes.

Le tableau 4.5 présente les valeurs d'entropie à 0, 60 et 80 ans de même que les espérances de vie associées, par sexe, pour le Québec, le Canada, les États-Unis et les Pays-Bas pour différentes périodes. Les résultats indiquent qu'il se produit une compression de la mortalité chez les deux sexes dans la mesure où plus l'espérance de vie approche la limite à la vie humaine, qu'on a supposé exister au début de ce mémoire, moins l'amélioration de l'espérance de vie est grande pour une diminution de 1% de la mortalité. Chez les femmes québécoises, la valeur de l'entropie à 0 an passe de 0,426 en 1921-1924 à 0,127 en 1995-1999 avec une espérance de vie augmentant de 54,15 à 81,10 ans. Du côté des hommes, l'entropie passe respectivement de 0,462 à 0,151 alors que l'espérance de vie augmente de 51,78 à 74,87 ans. Autrement dit, nous constatons que plus la proportion de survivants augmente aux âges élevés, moins il y a place à l'amélioration (toujours selon notre hypothèse qu'il existe une limite à la vie humaine), ce qui suggère une rectangularisation de la courbe de survie. Comme nous l'avions souligné dans le



chapitre 1, il faut cependant demeurer prudent lorsque nous interprétons cet indicateur puisqu'il prend de plus petites valeurs au fur et à mesure que l'espérance de vie augmente, ce qui peut réduire la précision des observations. À 0 an, les valeurs d'entropie des femmes sont plus faibles que celles des hommes étant donné que l'espérance de vie est plus élevée, et donc plus près de la limite, chez les femmes. À 60 ans, on constate que l'entropie augmente jusqu'à atteindre un maximum en 1955-1959 chez les femmes et en 1980-1984 chez les hommes pour redescendre ensuite et ce, pour une espérance de vie à 60 ans qui augmente constamment pendant la période étudiée. Ceci démontre bien que la compression et la rectangularisation ne se sont pas produites tout de suite aux âges élevés; cela n'a commencé qu'en 1955-1959 chez les femmes et plus tard, en 1980-1984, chez les hommes. Auparavant, ces phénomènes auraient été plutôt stagnants aux âges élevés et ceci est confirmé par les indices de rectangularisation à 65 et 80 ans. Ces derniers commencent effectivement à augmenter plus rapidement dès la période 1950-1954 chez les femmes et 1980-1984 chez les hommes après avoir peu augmenté dans les périodes précédentes. Finalement, si on examine l'entropie à 80 ans, on remarque qu'elle augmente constamment, quoique de plus en plus lentement, pour une espérance de vie qui augmente également. Cela laisse présager qu'une amélioration de la survie est encore possible au-delà de 80 ans au Québec. Encore là, il faut demeurer prudent, puisque cette dernière affirmation repose sur l'hypothèse de l'existence d'une espérance de vie maximale.

En comparant le Québec avec certains pays, on constate généralement que l'entropie à 0 an est plus faible dans les pays de comparaison qu'au Québec pour les deux sexes et l'ensemble des périodes. Cependant, quand on regarde aussi l'espérance de vie, on constate qu'elle est plus forte dans les pays de comparaison, ce qui laisse penser que quand l'espérance de vie au Québec aura atteint celle des pays de comparaison, les valeurs d'entropie seront plus semblables. Déjà quand l'espérance de vie augmente au Québec, les valeurs d'entropie de cette province se rapprochent de celles des pays de comparaison. Lorsqu'on regarde l'entropie à 60 ans, on constate qu'au Canada, en 1981, pour une espérance de vie plus élevée chez les hommes, on a

également une entropie plus élevée et il en est de même pour l'entropie à 80 ans chez les femmes et les hommes. Ceci laisse penser que le Canada peut encore améliorer sa survie aux âges élevés et d'une façon plus importante qu'au Québec. Si on compare le Québec avec les Pays-Bas à 60 ans, on constate que jusqu'en 1980, les Pays-Bas avaient une entropie et une espérance de vie plus élevées qu'au Québec, ce qui laissait présager une amélioration de la survie aux Pays-Bas. Cette dernière a toutefois été moins grande qu'au Québec puisqu'à partir de 1980, l'espérance de vie à 60 ans est devenue plus faible qu'au Québec avec une entropie plus forte. Par ailleurs, alors qu'aucune augmentation de l'entropie n'est remarquable pour les femmes des Pays-Bas, on constate que l'entropie à 60 ans augmente jusqu'en 1980 pour ensuite diminuer chez les hommes aux Pays-Bas de même qu'au Québec. Les causes de ce phénomène ne sont cependant pas les mêmes puisqu'au Québec, il s'agit de l'évolution de la baisse de mortalité alors qu'aux Pays-Bas, cela est dû à une diminution de l'espérance de vie jusqu'en 1980 suivie par la suite d'une augmentation.

#### 4.4 Conclusion

Au cours de l'examen des résultats obtenus par le calcul des indicateurs, nous avons remarqué que les périodes 1950-1954 chez les femmes et 1955-1959 chez les hommes étaient celles où s'effectuait le ralentissement de l'évolution des indicateurs concernés par l'ensemble des âges. Ces périodes semblent être le point tournant dans le déplacement de la baisse de la mortalité des jeunes âges aux âges élevés. Par ailleurs, nous avons également observé à l'aide des indicateurs qui tiennent particulièrement compte des âges élevés, c'est-à-dire  $R_{65}$ ,  $R_{80}$ ,  $H_{60}$  et  $H_{80}$ , que la fin des années 50 et le début des années 60 chez les femmes ainsi que la période 1980-1984 chez les hommes étaient des périodes où se produisait une accélération de l'évolution des phénomènes aux âges élevés. Autrement dit, on observe qu'une amélioration de la survie se produit encore aux âges élevés et qu'elle est plus importante à partir de ces périodes. Comment cela s'explique-t-il?

Tout simplement par l'évolution des différentes causes de décès entre 1921 et 1999. Si on examine les décès observés concernant l'ensemble de la population féminine, on constate que les décès dus aux maladies infectieuses et parasitaires sont importants dès 1921 mais qu'ils ont diminué constamment depuis cette année-là, et plus rapidement encore entre 1931 et 1961, jusqu'à devenir négligeables au début des années 80<sup>24</sup>. Comme les jeunes enfants souffraient plus de ce type de maladies, la diminution de cette cause a permis à plusieurs enfants de survivre à des âges de plus en plus élevés. Cependant, alors que cette cause de décès devenait moins importante par rapport aux autres causes, d'autres devenaient plus prévalentes, particulièrement aux âges élevés. Les tumeurs, de même que les maladies de l'appareil circulatoire, sont devenues des causes de décès importantes et ce, plus rapidement aux périodes 1931-1961 et 1943-1963. La mortalité due aux maladies de l'appareil respiratoire a, de son côté, augmenté à partir des années 70. Chez les hommes aussi le déplacement de la baisse de la mortalité vers les âges élevés s'est accompagné d'une évolution des différentes causes de décès. La baisse des maladies infectieuses et parasitaires s'est effectuée entre 1921 et 1981, avec une forte diminution entre 1940 et 1960. Les décès reliés aux tumeurs ont augmenté plus rapidement en importance, par rapport aux décès reliés aux autres causes, dans les années 80 et ceux reliés aux maladies de l'appareil circulatoire ont augmenté constamment jusqu'en 1970. Quant aux décès reliés aux maladies de l'appareil respiratoire, ils sont devenus plus importants à partir des années 60.

En 1989, les tumeurs, les maladies de l'appareil circulatoire et les maladies de l'appareil respiratoire étaient respectivement la cause de 27, 45 et 10% des décès observés chez les personnes âgées de 65 ans et plus pour un total de 82% (Gauthier et Duchesne, 1992). Ces maladies sont devenues les causes de décès les plus communes des sociétés industrialisées (Wilmoth, 2000b) et ce, particulièrement chez les personnes âgées. En examinant l'évolution des décès causés par les maladies de l'appareil circulatoire, qui sont responsables de 45% des décès observés dans ce

<sup>24</sup> L'évolution des causes de décès tous âges provient de la Statistique de l'état civil entre 1921 et 1998 alors que l'évolution des causes de décès chez les 65 ans et plus entre 1951 et 1989 provient de Gauthier et Duchesne (1992).

groupe d'âge, il est certainement possible de mieux comprendre l'évolution des phénomènes de compression et de rectangularisation aux âges élevés. En fait, les décès reliés à ce type de maladie diminuent constamment chez les femmes entre 1951 et 1989 et chez les hommes à partir de 1971. Par ailleurs, les tumeurs et les maladies de l'appareil respiratoire ont diminué en importance par rapport aux autres causes de décès entre 1951 et 1981 chez les femmes. Chez les hommes, les tumeurs ont constamment augmenté entre 1951 et 1989, et plus rapidement entre 1951 et 1971, alors les maladies de l'appareil respiratoire ont également augmenté mais moins rapidement entre 1971 et 1981. L'amélioration de la survie chez les hommes âgés de 65 ans et plus s'étant faite plus tard d'après nos indicateurs de compression et de rectangularisation, il est possible que l'évolution des causes de décès ne nous indique rien avant 1989. Entre 1940 et 1960, 1960 étant le point tournant, pour les femmes et un peu plus tard, autour de 1971, pour les hommes, nous sommes donc passés d'une période où la vie moyenne augmentait chez les jeunes par la diminution de la mortalité infectieuse et parasitaire à une période où la mortalité due aux maladies chroniques décline parmi les personnes âgées (Wilmoth, 2000b). Ce déclin occasionne une survie plus élevée chez les personnes âgées de 65 ans et plus et celle-ci entraîne à son tour les phénomènes de compression et de rectangularisation à se produire de plus en plus aux âges élevés.

De façon générale, maintenant qu'on connaît beaucoup mieux l'évolution de ces phénomènes au Québec entre 1921 et 2000, à quoi doit-on s'attendre pour le début du XXI<sup>e</sup> siècle? Sans faire de projections, nous pouvons penser que cela va continuer puisqu'aucun signe de stabilisation n'est remarquable jusqu'à présent. De plus, nous avons constaté que la rectangularisation se produit maintenant aux âges plus élevés et qu'il y a encore place à l'amélioration de la survie au-delà de 80 ans. Il y a eu un ralentissement dans la diminution des plus petits intervalles contenant 10, 25 et 50% mais si on se fie à  $C_{90}$ , la diminution est encore bel et bien présente<sup>25</sup>. Se peut-il que la compression et la rectangularisation qui s'effectuent présentement continuent jusqu'à devenir des compression et rectangularité parfaites, c'est-à-dire que tout le

<sup>25</sup> Il faut cependant garder en tête que ces interprétations sont faites à partir de données transversales.

monde mourrait la même année et, pourquoi pas, au même moment? Probablement pas. L'hétérogénéité demeure présente dans la population et certaines variations, influencées par les habitudes de vie, l'environnement et les conditions de vie, permettent de différencier les individus entre eux en plus de faire varier leur susceptibilité à être malades ou mourir (Caselli et al., 2000). On pourrait supposer alors que chaque individu de la population réduirait ses facteurs de risques à néant afin d'avoir l'espérance de vie optimale. Mais, même là, soit les différences génétiques, pour lesquelles la connaissance n'est pas assez avancée pour les faire disparaître complètement, soit la seule volonté des individus, feraient que l'élimination complète des facteurs de risque ne pourrait être atteinte par tous les individus d'une population (Olshansky et Carnes, 1994). En tout cas, c'est ce que l'histoire nous apprend jusqu'à maintenant. Si on suppose alors que cette variabilité dans l'âge au décès des individus n'affecte pas plus de 10% de tous les cas, la compression de la mortalité ne serait essentiellement complète que lorsque  $C_{90}$  serait réduit à 1 année (Kannisto, 2000a; 2000b). Pour l'instant, en 1995-1999 au Québec,  $C_{90}$  a une étendue de 39 ans chez les femmes et 42 ans chez les hommes. Quant à la rectangularisation de la courbe de survie au Québec, elle n'atteint pas 80% de la rectangularité parfaite pour les sexes confondus. Si la compression et la rectangularisation maximales sont possibles, nous en sommes encore bien loin; ces concepts appartiennent au domaine de la théorie bien plus qu'à la réalité.

## CONCLUSION

Au cours du XX<sup>e</sup> siècle, un déplacement de la baisse de la mortalité s'est effectué vers les âges élevés à la suite des changements dans les causes de décès observées; celles-ci, d'abord majoritairement infectieuses et parasitaires, sont devenues, suite aux améliorations apportées à l'hygiène personnelle, aux niveaux de vie, à la santé publique et aux progrès de la médecine, plus liées aux maladies chroniques particulièrement présentes chez les personnes âgées. Entre 1921 et 1925, 51% des femmes et 48% des hommes sont décédés à l'âge de 65 ans ou plus alors qu'ils étaient respectivement 89 et 81% en 1995-1999. L'augmentation du nombre de décès observés aux âges avancés se remarque également à 80 ans et plus où le pourcentage est passé de 21 à 64% pour les femmes et de 19 à 43% pour les hommes entre le début et la fin de la période étudiée. Par ailleurs, nous avons vu que ces groupes, 80 ans et plus et 65 ans et plus précédés des 100 ans et plus, sont ceux pour lesquels la population croît le plus rapidement entre 1961 et 1991 (entre 1957 et 1997 pour les 65 ans et plus). Non seulement les probabilités de survie augmentent mais cela a aussi pour conséquence d'augmenter l'âge modal au décès (de la table) qui est passé de 78 à 87 ans chez les femmes et de 78 à 81 ans chez les hommes entre 1921-1924 et 1995-1999.

Au début de ce mémoire, nous avons pour objectif d'utiliser les phénomènes de compression et de rectangularisation pour tenter de détailler un phénomène déjà connu des chercheurs qui est le déplacement de la baisse de la mortalité vers les âges élevés. Pour ce faire, nous avons d'abord évalué la qualité des données de population et de décès observés et présenté le déplacement de la mortalité vers les âges élevés. Puis, nous avons montré la présence de compression et de rectangularisation au Québec entre 1921 et 2000. Nous avons ensuite entrepris de répondre au deuxième objectif qui consistait à connaître l'évolution de ces phénomènes et leur importance au Québec entre 1921 et 2000. L'utilisation d'indicateurs pertinents pour chacun des phénomènes a donc été nécessaire à la réalisation de cet objectif. Les résultats

obtenus pour le Québec ont finalement été comparés avec ceux de différents pays pour connaître l'état d'avancement de la compression et de la rectangularisation au Québec.

L'évaluation de la qualité des données a révélé la présence de certains problèmes dans les données de population et de décès. Pour les populations, nous avons constaté que les effectifs reconstitués correspondaient plus aux effectifs réels que les effectifs estimés et recensés au-delà de 80 ans. Pour les décès observés, on a remarqué que la qualité des données du Québec est inférieure à celle des pays de référence, mais une amélioration de la déclaration de l'âge au décès est observée depuis 1950. Une étude de Bourbeau et Desjardins (2001; 2000a) a également démontré que les données de décès observés sont fiables au Québec au-delà de 100 ans entre 1985 et 1999 pour les Canadiens Français catholiques (nés au Canada). Si on compare avec le Canada où il y a 105,7 centenaires par million d'habitants en 1991, on constate que le Québec (60,4 centenaires par million en 1991) se trouve effectivement plus près que ce dernier du 45,1 centenaires par million d'habitants des pays de référence en 1990. Il est à noter que l'existence démontrée d'un profil nord-américain de faible mortalité (Bourbeau et Lebel, 2000) pourrait avoir influencé les résultats obtenus sur la qualité des données.

Nous avons montré au chapitre 3, entre autres à l'aide de l'espérance de vie à la naissance, à 65 ans et à 80 ans, que les décès se situent de plus en plus aux âges élevés. D'après les résultats du chapitre 4, il se produit à la fois une compression de la mortalité et une rectangularisation de la courbe de survie au Québec entre 1921 et 2000. Par l'étude de ces phénomènes, nous avons remarqué un point tournant dans le déplacement de la baisse de la mortalité des jeunes âges aux âges élevés aux périodes 1950-1954 chez les femmes et 1955-1959 chez les hommes. En effet, la compression, mesurée sur l'ensemble des âges, évolue moins rapidement à partir de ces périodes. La baisse rapide de l'importance des décès reliés aux maladies infectieuses et parasitaires autour de ces périodes de même que l'augmentation des décès reliés aux maladies chroniques, qu'on retrouve plus fréquemment aux âges élevés, explique en

partie ces résultats. Quant aux indicateurs concernant particulièrement les âges élevés ( $R_{65}$ ,  $R_{80}$ ,  $H_{60}$  et  $H_{80}$ ), on a vu que leur progression se faisait plus rapidement à partir de la fin des années 50 chez les femmes ainsi qu'à partir de la période 1980-1984 chez les hommes. En examinant particulièrement l'évolution de trois causes de décès qui sont les maladies de l'appareil circulatoire, les tumeurs et les maladies de l'appareil respiratoire, nous avons remarqué que le nombre de décès observés dus à ces causes diminue chez les femmes autour de cette période. Chez les hommes, les décès reliés aux maladies de l'appareil circulatoire sont devenus moins importants depuis 1971 mais il y a eu augmentation des décès reliés aux tumeurs et aux maladies de l'appareil respiratoire depuis 1951, ce qui peut expliquer pourquoi l'accélération de la rectangularisation aux âges élevés se fait plus tard chez les hommes.

La comparaison du Québec avec différents pays a montré que celui-ci est moins avancé en compression que les Pays-Bas, la Suède et le Japon et moins avancé en rectangularisation que la Suisse. Il est par contre plus avancé en compression que le Danemark, la Hongrie et les États-Unis. Une mortalité plus faible au Québec telle que le suggère l'existence d'un profil nord-américain de mortalité caractérisé par une mortalité plus faible aux âges élevés (Bourbeau et Desjardins, 2001; Bourbeau et Lebel, 2000; Lebel, 1999) entraînerait nécessairement que le Québec soit plus avancé en compression et en rectangularisation que l'ensemble des pays d'Europe, ce qui n'est pas le cas; il est plus ou moins avancé pour ces phénomènes selon le pays de comparaison. De plus, il n'est pas au même niveau que les États-Unis qui suivent également le profil nord-américain. Chose intéressante, selon les résultats d'entropie obtenus, le Canada était moins avancé que le Québec pour la compression et la rectangularisation en 1981 étant donné que, comme l'entropie l'indique, une amélioration de la survie plus grande au Canada était encore possible au-delà de 80 ans (en supposant l'existence d'une limite à la vie humaine).

Si on se fie à la tendance, nous avons toutes les raisons de croire que ces phénomènes vont continuer de progresser. Malgré le ralentissement, dû au déplacement de la baisse de la mortalité aux âges élevés, observé pour le phénomène de compression,

aucun signe de stabilisation n'est perceptible jusqu'ici. Il en est de même pour le phénomène de la rectangularisation qui s'est accéléré au-delà de 65 ans à cause de l'amélioration de la survie aux âges élevés. L'entropie indique de plus qu'une amélioration de la survie est encore à prévoir au Québec au-delà de 80 ans, si l'hypothèse de la limite à la vie humaine est respectée. Cette limite, bien qu'on ne sache pas encore si elle existe aujourd'hui, demeure de 122 ans puisqu'aucun décès observé et vérifié ne s'est encore produit à un âge plus élevé. Les résultats prédits sont donc moins hypothétiques qu'on pourrait le penser. En dernier lieu, comme on connaissait l'évolution détaillée des phénomènes étudiés, on s'est demandé si la limite théorique possible serait bientôt atteinte. Cela s'exprimerait par une compression et une rectangularité parfaites. Il ne semble pas que ce soit le cas; les résultats obtenus pour  $C_{90}$  ainsi que pour l'indice de rectangularité indiquent que nous sommes encore bien loin de la perfection qui se traduirait par une population entière décédant au même moment. Cependant, comme l'ensemble des pays à faible mortalité sont assez rapprochés par rapport à l'évolution de ces phénomènes (aucun ne se distingue énormément des autres), il est pour le moment impossible de savoir quand ces phénomènes s'arrêteront d'évoluer et si ce sera près de la perfection ou non. Une chose est néanmoins certaine, il y a encore place à l'amélioration pour les prochaines années peu importe le rythme où évolueront ces phénomènes. Mieux connaître l'évolution de la mortalité au XX<sup>e</sup> siècle nous permet donc de constater que le vieillissement de la population va continuer de progresser et qu'il y aura des conséquences à cela et ce, dans plusieurs domaines, comme nous l'avons vu précédemment (économie, santé, politique, etc.). Pour tenter de réduire le plus possible les coûts futurs en soins de santé, le Québec a priorisé récemment les mesures préventives dans le domaine de la santé. Reste à voir si le fait d'investir en prévention permettra de réduire l'importance des conséquences reliées au vieillissement de la population dans ce domaine. Il serait également intéressant de se demander si l'idée de prévenir, pour éviter de guérir, pourrait être applicable aux domaines autres que celui de la santé.

Sachant que les phénomènes de compression et de rectangularisation deviendront de plus en plus intéressants à suivre aux âges élevés dans les années qui viennent, il serait important, comme le précisait Lebel (1999), que des données de recensement soient vérifiées et publiées jusqu'aux plus grands âges. Pour le moment, les populations recensées et estimées ne sont publiées que jusqu'au groupe ouvert 90 ans et plus. Quant à la Statistique de l'état civil, elle ne publie que les décès du groupe ouvert 100 ans et plus. Au Québec, bien que les données souffrent de certains problèmes, nous avons constaté une amélioration de la qualité depuis 1950 et, depuis 1999, on effectue une contre-vérification des décès observés de centenaires avec les certificats de décès (Bourbeau et Desjardins, 2000b). Plus les données de mortalité seront fiables, moins elles seront influencées par les problèmes de déclaration d'âge et plus elles représenteront l'évolution réelle de la mortalité dans la population québécoise ainsi que les variations des phénomènes de compression et de rectangularisation. Il est donc important de continuer en ce sens.

Maintenant que des définitions claires des concepts de compression et de rectangularisation ont été établies, que des indicateurs pertinents ont été choisis de façon systématique et classés selon le phénomène qu'ils mesurent et que l'âge de départ pour une étude traitant de ces phénomènes a été désigné, il est davantage possible et plus aisé d'étudier l'évolution de la mortalité à l'aide des phénomènes de compression et de rectangularisation. Il serait donc intéressant, alors que les résultats sont connus pour le Québec, de faire les mêmes calculs pour les autres régions canadiennes ainsi que pour le Canada entre 1921 et 2000. Par ailleurs, comme les données de mortalité de divers pays sont maintenant facilement accessibles sur Internet par la Human Mortality Database, les calculs pourraient également être étendus à différents pays qui pourraient alors servir de comparaison avec le Québec et le Canada. Finalement, il serait intéressant d'étendre cette étude afin de mieux comprendre pourquoi les phénomènes de compression et de rectangularisation ont évolué de cette façon au Québec et pourquoi le Québec est plus ou moins avancé en compression et en rectangularisation que les pays qui ont servi de comparaison.

Probablement qu'une étude plus poussée de l'évolution des causes de décès nous en apprendrait davantage sur les résultats obtenus dans ce premier travail.

## BIBLIOGRAPHIE

- ANDREEV, K., 1999, *Demographic Surfaces: Estimation, Assessment and Presentation, with Application to Danish Mortality, 1835-1995*, Center for Health and Social Policy, University of Southern Denmark, Ph.D. thesis, 171 p.
- ANGUS, D.E., 1986, "Vieillessement et coûts des soins de santé: y a-t-il un problème?", *Cahiers Québécois de Démographie*, 15(1), Avril, p. 11-26
- BENNETT, N.G.; GARSON, L.K., 1983, "The centenarian question and old-age mortality in the Soviet Union, 1959-1970", *Demography*, 20(4), p. 587-606
- BLACKBURN, M.-E.; MARTEL, S.; BOURBEAU, R., 2002, *Corrections à la Base de données sur la mortalité canadienne, 1921-1999*, Non publié, 18 p.
- BOURBEAU, R.; DESJARDINS, B., 2001, "Mortality at Extreme Ages and Data Quality: The Canadian Experience", Presentation for the Second Supercentenarian Workshop, Max Plank Institute for Demographic Research, Copenhagen, Denmark, 10-12 June
- BOURBEAU, R.; DESJARDINS, B., 2000a, "The Quality of Extreme Age at Death Information in Quebec", International Union for the Scientific Study of the Population, Seminar on: Human Longevity, Individual Life Duration and Growth of the Oldest-Old, Montpellier, 23-26 October
- BOURBEAU, R.; DESJARDINS, B., 2000b, "An Overview of Canadian Data on Super-Centenarians: Official Data and Validation Procedures", Presentation for the First Supercentenarian Workshop, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Germany, 15-16 June
- BOURBEAU, R.; LEBEL, A., 2000, "Mortality Statistics for the Oldest-Old: An Evaluation of Canadian Data", *Demographic Research*, 2(2) (<http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol2/2>)
- CASELLI, G.; VAUPEL, J.W.; YASHIN, A.I., 2000, "Explanation of the decline in mortality among the oldest-old: a demographic point of view", International Union for the Scientific Study of the Population, Seminar on: Human Longevity, Individual Life Duration and Growth of the Oldest-Old, Montpellier, 23-26 October
- COALE, A.J.; KISKER, E.E., 1990, "Defect in Data on Old-Age Mortality in the United States: New Procedure for calculating Mortality Schedules and Life Tables at the Highest Ages", *Asian and Pacific Population Forum*, 4(1), p. 1-31
- COALE, A.J.; KISKER, E.E., 1986, "Mortality Crossover: Reality or Bad Data?", *Population Studies*, 40, p. 389-401

CONDRAN, G.A.; HIMES, C.L.; PRESTON, S.H., 1991, "Old Age Mortality Patterns in Low Mortality Countries : An Evaluation of Population and Death Data at Advanced Ages, 1950 to Present", *Population Bulletin of the United Nations*, 30, p. 23-60

DELAPORTE, P., 1941, *Évolution de la mortalité en Europe depuis l'origine des statistiques de l'État civil (Tables de mortalité de générations)*, Imprimerie Nationale, Paris, 155 p.

DEPOID, F., 1973, "La mortalité des grands vieillards", *Population*, 28<sup>e</sup> année, 4-5, Juillet-Octobre, p. 755-792

DESJARDINS, B., 1999, "Validation of Extreme Longevity Cases in the Past: The French-Canadian Experience", p. 65-78, In: B. Jeune and J.W. Vaupel (eds), *Validation of Exceptional Longevity*, Monographs on Population Aging 6, Odense University Press, 249 p.

DESJARDINS, B., 1993, *Vieillessement de la population et personnes âgées*, La Conjoncture démographique, Catalogue 91-533F, Hors série, Statistique Canada, 130 p.

EAKIN, T.; WITTEN, M., 1995, "How square is the survival curve of a given species?", *Experimental Gerontology*, 30(1), p. 33-64

ELO, I.T.; PRESTON, S.H., 1994, "Estimating African-American mortality from inaccurate data", *Demography*, 31(3), p. 427-458

FRIES, J.F., 1984, "The Compression of Morbidity: Miscellaneous comment about a theme?", *Gerontologist*, 24(4), p. 354-359

FRIES, J.F., 1980, "Aging Natural Death and the Compression of Morbidity", *New England Journal of Medicine*, 303, p. 130-135

GAUTHIER, H.; DUCHESNE, L., 1992, *Le vieillissement démographique et les personnes âgées au Québec*, Statistiques Démographiques, Bureau de la Statistique du Québec, 297 p.

HILL, G., 1993, "The Entropy of the Survival Curve: An Alternative Measure", *Canadian Studies in Population*, 20(1), p. 43-57

INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE, 2001, *Le portrait de santé: Le Québec et ses régions, Édition 2001*, Les Publications du Québec, 432 p.

JULIEN, P.-A.; VERMOT-DESROCHES, B., 1990, "Québec 2001: Vieillessement de la population et coûts de la santé", *Futuribles*, 143, Mai, p. 17-29

KANNISTO, V., 2001, "Mode et dispersion de la durée de vie", *Population: Biodémographie de la longévité*, 56(1-2), p. 183-198

KANNISTO, V., 2000a, "Central and dispersion indicators of individual life duration: new methods", *International Union for the Scientific Study of the Population, Seminar on: Human Longevity, Individual Life Duration and Growth of the Oldest-Old*, Montpellier, 23-26 October

KANNISTO, V., 2000b, "Measuring the Compression of Mortality", *Demographic Research*, 3(6) (<http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol3/6>)

KANNISTO, V., 1999, "Assessing the Information on Age at Death of Old Persons in National Vital Statistics", p. 235-249, In: B. Jeune and J.W. Vaupel (eds), *Validation of Exceptional Longevity*, Monographs on Population Aging 6, Odense University Press, 249 p.

KANNISTO, V., 1996, *The Advancing Frontier of Survival*, Monographs on Population Aging 3, Odense University Press, 145 p.

KANNISTO, V., 1994, *Development of Oldest-Old Mortality, 1950-1990: Evidence from 28 Developed Countries*, Monographs on Population Aging 1, Odense University Press, 108 p.

KANNISTO, V.; LAURITSEN, J.; THATCHER, A.R.; VAUPEL, J.W., 1994, "Reduction in Mortality at Advanced Ages: Several Decades of Evidence from 27 Countries", *Population and Development Review*, 20, p. 793-810

KANNISTO, V., 1988, "On the Survival of Centenarians and the Span of Life", *Population Studies*, 42, p. 389-406

KEYFITZ, N., 1977, *Applied Mathematical Demography*, New York: John Wiley and Sons, 388 p.

KEYFITZ, N.; GOLINI, A., 1975, "Mortality comparisons: the Male-Female Ratio", *Genus*, 31, p.1-34

LAFONTAINE, P., 1974, *La statistique de l'état civil au Québec: 1926-1974*, Département de démographie, Université de Montréal, Montréal, Mémoire de maîtrise, 276 p.

LEBEL, A., 1999, *Évolution de la mortalité canadienne aux âges avancés de 1951 à 1995*, Département de démographie, Université de Montréal, Montréal, Mémoire de maîtrise, 117 p.

LEVY, M. L., 1998, "La rectangularisation de la courbe des survivants", p. 576-579, In: Association internationale des démographes de langue française (AIDELF) (eds),

*Morbidité, Mortalité: Problèmes de Mesure, Facteurs d'Évolution, Essai de Prospective*, Colloque international de Sinaia, 2-6 Septembre 1996, 737 p.

LYNCH, S.M.; BROWN, J.S., 2001, "Reconsidering mortality compression and deceleration: an alternative model of mortality rates", *Demography*, 38(1), p. 79-95

MANTON, K.G.; VAUPEL, J.W., 1995, "Survival After the Age of 80 in the United States, Sweden, France, England and Japan", *The New England Journal of Medicine*, 333(18), p. 1232-1235

MANTON, K.G.; SINGER, B., 1994, "What's the Fuss About Compression of Mortality?", *Chance*, 7(4), p. 21-30

MANTON, K.G., 1991, "The Dynamics of Population Aging: Demography and Policy Analysis", *Milbank Quarterly*, 69(2), p. 309-340

MANTON, K.G.; TOLLEY, H.D., 1991, "Rectangularization of the survival curve: implications of an ill posed question", *Journal of Aging Health*, 3, p. 172-193

MANTON, K.G.; STALLARD, E.; TOLLEY, H.D., 1991, "Limits to Human Life Expectancy: Evidence, Prospects and Implications", *Population and Development Review*, 17(4), p. 603-637

MARTEL, S.; BOURBEAU, R., 2002, "Évolution de la distribution des durées de vie au Québec au cours du XX<sup>e</sup> siècle", Présentation faite à l'ACFAS dans le cadre du colloque de démographie: L'impact des changements démographiques sur les sociétés vieillissantes, Québec, 15-17 Mai 2002

MARTEL, L.; LÉGARÉ, J., 1995, "Après le baby-boom, le papy-boom: regards démographiques sur une nouvelle vieillesse", *Le Gérontophile*, 17(2), p. 26-32

MESLÉ, F.; VALLIN, J., 2000, "Comment améliorer la précision des tables de mortalité aux grands âges: le cas de la France", Communication présentée au colloque AIDELF: Vivre plus longtemps, avoir moins d'enfants: quelles implications?, Byblos, Liban, Paris, INED, 10-13 Octobre

MYERS, G.C.; MANTON, K.G., 1984, "Compression of mortality: myth or reality?", *Gerontologist*, 24(4), p. 346-53

MYERS, R.J., 1966, "Validity of Centenarians Data in the 1960 Census", *Demography*, 3(2), p. 470-476

NAGNUR, D., 1986a, "Rectangularisation of the Survival Curve and Entropy: the Canadian Experience, 1921-1981", *Canadian Studies in Population*, 13(1), p. 83-102

NAGNUR, D., 1986b, *Longevity and historical life tables, 1921-1981 (abridged): Canada and the provinces*, Minister of Supply and Services, Ottawa, 215 p.

NAGNUR, D.N.; CURRIE, S.G.; HEATH, B., 1981, "Évaluation de la qualité des statistiques de l'état civil (Étude-pilote)", Statistique Canada, Division de la santé, Ministre des Approvisionnements et Services Canada, 4-2302-535, Ottawa

NORLAND, J.A., 1993, "Evaluating the 1991 Age Data on Canada's Seniors", Presentation for the Advisory Committee on Demography, Demography Division, Statistics Canada, 21 p.

NOUMBISSI, A., 1992, "L'indice de Whipple modifié: une application aux données du Cameroun, de la Suède et de la Belgique", *Population*, 47(4), p. 1038-1041

NUSSELDER, W.J., 2000, "Recent Trends in Life Expectancy and Rectangularisation of the Survival Curve at Advanced Ages in the Netherlands", International Union for the Scientific Study of the Population, Seminar on: Human Longevity, Individual Life Duration and Growth of the Oldest-Old, Montpellier, 23-26 October (Unpublished)

NUSSELDER, W.J.; MACKENBACH, J.P., 1996, "Rectangularization of survival curve in the Netherlands, 1950-1992", *Gerontologist*, 36(6), p. 773-781

OLSHANSKY, S.J.; CARNES, B.A., 2001, *The Quest for Immortality: Science at the Frontiers of Aging*, New York, W.W. Norton, 254 p.

OLSHANSKY, S.J.; CARNES, B.A., 1994, "Demographic Perspective on Human Senescence", *Population and Development Review*, 20(1), p. 57-80

PACCAUD, F., 2000, "Rectangularisation of the Survival Curve: an Assessment in Switzerland", International Union for the Scientific Study of the Population, Seminar on: Human Longevity, Individual Life Duration and Growth of the Oldest-Old, Montpellier, 23-26 October

PACCAUD, F.; PINTO, C.S.; MARAZZI, A.; MILI, J., 1998, "Age at death and rectangularisation of the survival curve: trends in Switzerland, 1969-1994", *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52(7), p. 412-415

PELLETIER, F.; LÉGARÉ, J.; BOURBEAU, R., 1997, "Mortality in Quebec During the Nineteenth Century: From the State to the Cities", *Population Studies*, 51(1), p. 93-103

PRESTON, S.H.; ELO, I.T.; STEWART, Q., 1999, "Effects of Age Misreporting on Mortality Estimates at Older Ages", *Population Studies*, 53, p.165-177

ROBINE, J.M., 2001, "Redéfinir les phases de la transition épidémiologique à travers l'étude de la dispersion des durées de vie: le cas de la France", *Population: Biodémographie de la longévité*, 56(1-2), p. 199-222

ROGER, G.; WALTISPERGER, D.; CORBILLE-GUITTON, C., 1981, *Les structures par sexe et âge en Afrique*, Groupe de démographie africaine, IDP, INED, INSEE, MINCOOP, ORSTOM, Paris, 556 p.

ROSENWAIKE, I., 1985, *The Extreme Aged in America*, Westport: Greenwood, 253 p.

ROSENWAIKE, I.; LOGUE, B., 1983, "Accuracy of Death Certificate Ages for the Extreme Aged", *Demography*, 20(4), p. 569-585

ROTHENBERG, R.; LENTZNER, H.R.; PARKER, R.A., 1991, "Population aging patterns: the expansion of mortality", *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 46(2), p. S66-70

SCHNEIDER, E.I.; BRODY, J.A., 1983, "Aging, Natural Death and the Compression of Morbidity: Another View", *The New England Journal of Medicine*, 309(14), p. 854-56

STATISTIQUE CANADA, *Recensements canadiens de 1921 à 1951 (aux 10 ans) et 1956 à 1996 (aux 5 ans)*, Ottawa

STATISTIQUE CANADA, 2002a, *Décès de 1921 à 1949 et 1999*, Division des statistiques sur la santé, Statistique de l'état civil de 1921 à 1949 et 1999, Ottawa

STATISTIQUE CANADA, 2002b, *Populations estimées de 1921 à 1970 (excepté 1961 et 1966)*, Division de la démographie, Ottawa

STATISTIQUE CANADA, 2001, *Populations estimées de 1971 à 1999*, *Statistiques démographiques annuelles*, Catalogue No. 91-213-XPB, Ottawa, 236 p.

STATISTIQUE CANADA, 2000, *Décès de 1950 à 1999: Données spéciales*, Division des statistiques sur la santé, Statistique de l'état civil, Ottawa

STATISTIQUE CANADA, 1999a, *Rapports techniques du recensement de 1996, Couverture*, Catalogue No. 92-370-X1F, Ottawa, 71 p.

STATISTIQUE CANADA, 1999b, *Rapports techniques du recensement de 1996, Âge, sexe, état matrimonial et union libre*, Catalogue No. 92-353-X1F, Ottawa, 75 p.

THATCHER, R.; KANNISTO, V.; ANDREEV, K., 2002, "The Survivor Ratio Method for Estimating Numbers at High Ages", *Demographic Research*, 6(1) (<http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol2/2>)

VAUPEL, J.W., ZHENGLIAN, W., ANDREEV, K.F., YASHIN, A.I., 1997, *Population Data at a Glance: Shaded Contour Maps of Demographic Surfaces over Age and Time*, Monographs on Population Aging 4, Odense University Press, 98 p.

VAUPEL, J.W.; LUNDSTROM, H., 1994, "The Future of Mortality at Older Ages in Developed Countries", p. 295-315, In: L. Wolfgang (eds), *The Future Population of the World: What Can we Assume Today?*, International Institute for Applied Systems Analysis, Earthscan Publications Ltd, 484 p.

VINCENT, P., 1951, "La mortalité des vieillards", *Population*, 6<sup>e</sup> année, 2, Avril-Juin, p. 181-204

WANG, Z.; ZENG, Y.; JEUNE, B.; VAUPEL, J.W., 1999, "Age Validation of Han Chinese Centenarians", p. 195-214, In: B. Jeune and J.W. Vaupel (eds), *Validation of Exceptional Longevity*, Monographs on Population Aging 6, Odense University Press, 249 p.

WILMOTH, J.R.; ANDREEV, K.; BUBENHEIM, M.; JDANOV, D.; PHILIPPOV, D.; SHKOLNIKOV, V.; VACHON, P., 2002, *Methods Protocol for the Human Mortality Database* (<http://www.mortality.org/Docs/MethodsProtocol.pdf>)

WILMOTH, J.R., 2001a, "How Long Can We Live? A Review Essay", *Population and Development Review*, 27(4), p. 791-800

WILMOTH, J.R., 2001b, "How Long Can We Live?", *Science*, 291(5508), Issue of 31 May, p. 1491-1492

WILMOTH, J.R., 2000a, Berkeley Mortality Database, University of California, Berkeley, Department of Demography (<http://demog.berkeley.edu/wilmoth/mortality>)

WILMOTH, J.R., 2000b, "Demography of Longevity: Past, Present, and Future Trends", *Journal of Experimental Gerontology*, 35(9-10), p. 1111-1129

WILMOTH, J.R.; HORIUCHI, S., 1999, "Rectangularization Revisited: Variability of Age at Death Within Human Populations", *Demography*, 36(4), p. 475-495

WILMOTH, J.R.; LUNDSTRÖM, H., 1996, "Extreme Longevity in Five Countries: Presentation of Trends with Special Attention to Issues of Data Quality", *European Journal of Population*, 12(1), p. 63-93

## **ANNEXES**

Tableau A.2.1 Ratio des effectifs de population estimée et reconstituée de 1921 à 1999, Femmes, Québec

Année	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90+
1921	0,91	0,91	0,93	0,91	0,90	0,91	0,92	0,94	0,97	1,00	1,00
1922	0,89	0,87	0,87	0,90	0,90	0,89	0,92	0,96	0,99	1,05	0,96
1923	0,88	0,86	0,84	0,86	0,91	0,91	0,90	0,93	0,95	0,97	0,92
1924	0,88	0,85	0,84	0,83	0,87	0,92	0,91	0,89	0,91	0,93	0,87
1925	0,86	0,84	0,82	0,82	0,83	0,86	0,92	0,90	0,86	0,87	0,81
1926	0,84	0,84	0,82	0,81	0,82	0,82	0,86	0,92	0,89	0,85	0,81
1927	0,85	0,83	0,83	0,83	0,82	0,82	0,83	0,86	0,90	0,87	0,80
1928	0,87	0,84	0,84	0,86	0,88	0,87	0,89	0,91	0,95	1,01	0,81
1929	0,89	0,86	0,84	0,86	0,90	0,92	0,91	0,94	0,98	1,02	0,85
1930	0,89	0,90	0,87	0,87	0,90	0,96	0,96	0,95	0,98	1,01	0,98
1931	0,89	0,91	0,92	0,91	0,91	0,93	0,96	0,94	0,89	0,88	0,96
1932	0,85	0,85	0,87	0,89	0,89	0,91	0,95	1,00	1,02	1,03	0,93
1933	0,83	0,82	0,80	0,82	0,86	0,89	0,94	1,03	1,15	1,22	1,02
1934	0,86	0,83	0,83	0,84	0,88	0,95	1,01	1,10	1,27	1,42	1,11
1935	0,94	0,93	0,93	0,96	0,98	1,04	1,11	1,17	1,28	1,44	1,20
1936	1,01	1,02	1,03	1,05	1,08	1,10	1,14	1,20	1,23	1,32	1,27
1937	1,00	1,00	1,01	1,01	1,05	1,10	1,12	1,18	1,26	1,31	1,20
1938	0,98	0,99	1,00	1,01	1,03	1,06	1,11	1,15	1,21	1,26	1,23
1939	0,94	0,96	0,96	0,98	1,00	1,01	1,03	1,10	1,15	1,18	1,17
1940	0,92	0,95	0,98	0,98	0,99	1,01	1,00	1,01	1,07	1,10	1,06
1941	0,91	0,91	0,94	0,96	0,95	0,95	0,96	0,94	0,93	0,99	0,96
1942	0,94	0,91	0,90	0,94	0,95	0,95	0,95	0,97	0,95	0,94	0,93
1943	0,94	0,94	0,90	0,89	0,93	0,95	0,94	0,94	0,96	0,93	0,97
1944	0,92	0,93	0,93	0,89	0,89	0,95	0,96	0,95	0,98	1,01	0,94
1945	0,91	0,90	0,92	0,91	0,88	0,89	0,95	0,97	0,98	1,01	0,90
1946	0,92	0,91	0,91	0,92	0,91	0,88	0,89	0,96	0,98	1,00	1,09
1947	0,95	0,94	0,93	0,93	0,95	0,95	0,91	0,92	1,00	1,02	1,13
1948	0,97	0,93	0,92	0,92	0,92	0,95	0,96	0,91	0,92	1,02	1,03
1949	0,98	0,96	0,94	0,95	0,95	0,96	1,00	1,02	0,96	0,98	1,07
1950	0,94	0,99	0,98	0,97	0,98	0,96	0,97	1,02	1,02	0,97	1,02
1951	0,93	0,92	0,96	0,96	0,94	0,95	0,94	0,98	1,02	1,03	0,99
1952	0,97	0,93	0,92	0,96	0,96	0,94	0,94	0,95	0,96	0,97	1,03
1953	0,96	0,96	0,93	0,91	0,97	0,95	0,93	0,93	0,94	0,93	0,99
1954	0,94	0,94	0,95	0,92	0,91	0,96	0,94	0,91	0,95	0,94	1,01
1955	0,92	0,93	0,93	0,94	0,92	0,91	0,97	0,94	0,92	0,94	0,98
1956	0,89	0,91	0,93	0,93	0,94	0,92	0,92	0,89	0,97	0,96	0,99
1957	0,90	0,89	0,91	0,92	0,93	0,96	0,93	0,94	1,03	1,02	0,95
1958	0,93	0,90	0,90	0,92	0,93	0,95	0,97	0,95	0,98	1,08	0,97
1959	0,96	0,93	0,91	0,92	0,94	0,95	0,97	0,98	0,97	0,99	0,96
1960	0,94	0,96	0,93	0,92	0,93	0,94	0,96	0,96	0,99	0,98	0,96
1961	0,95	0,95	0,97	0,94	0,94	0,95	0,94	0,96	0,97	0,99	0,95
1962	0,97	0,95	0,96	0,97	0,94	0,95	0,94	0,94	0,98	0,99	0,99
1963	0,96	0,97	0,95	0,97	0,99	0,95	0,97	0,95	0,95	0,97	1,03
1964	0,95	0,96	0,96	0,96	0,99	0,99	0,96	0,96	0,95	0,96	1,04
1965	0,95	0,94	0,96	0,96	0,97	0,98	0,99	0,97	0,97	0,94	1,01
1966	0,95	0,94	0,94	0,95	0,97	0,96	0,97	1,00	0,99	0,97	0,97
1967	0,98	0,98	0,97	0,97	0,98	0,98	0,98	0,97	1,02	0,99	0,95
1968	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,98	0,99	1,00	1,03	0,95
1969	1,03	1,01	1,01	1,01	1,00	0,99	1,00	1,00	1,00	1,03	1,01
1970	1,08	1,01	0,99	0,99	0,99	1,01	1,00	1,00	1,02	1,01	1,05
1971	1,01	1,01	1,04	1,03	1,03	1,05	1,03	1,02	1,05	1,02	1,11
1972	1,03	1,02	1,01	1,05	1,02	1,03	1,05	1,03	1,03	1,06	1,12
1973	1,05	1,02	1,01	1,02	1,05	1,03	1,03	1,06	1,04	1,05	1,13
1974	1,03	1,05	1,02	1,02	1,02	1,05	1,03	1,01	1,08	1,06	1,14
1975	1,01	1,02	1,04	1,01	1,01	1,03	1,04	1,03	0,99	1,08	1,15
1976	1,03	1,02	1,01	1,04	1,00	1,02	1,04	1,04	1,05	1,00	1,19
1977	1,04	1,03	1,03	1,01	1,04	0,99	1,02	1,03	1,05	1,05	1,16
1978	1,01	1,02	1,04	1,02	1,01	1,03	0,99	1,00	1,01	1,03	1,15
1979	1,04	1,02	1,03	1,04	1,02	1,01	1,03	1,00	0,98	0,99	1,14
1980	1,06	1,04	1,02	1,02	1,04	1,02	1,02	1,03	1,00	0,95	1,09
1981	1,07	1,06	1,04	1,03	1,02	1,05	1,03	1,03	1,04	1,01	1,05
1982	1,05	1,06	1,06	1,03	1,03	1,02	1,04	1,04	1,03	1,04	1,04
1983	1,04	1,05	1,06	1,05	1,03	1,02	1,01	1,04	1,03	1,00	1,04
1984	1,07	1,04	1,05	1,08	1,06	1,03	1,01	1,01	1,04	1,03	1,04
1985	1,05	1,06	1,04	1,05	1,05	1,05	1,03	1,01	1,02	1,03	1,05
1986	1,06	1,05	1,05	1,04	1,05	1,05	1,05	1,03	1,01	1,01	1,04
1987	1,06	1,06	1,06	1,06	1,05	1,05	1,06	1,07	1,03	1,01	1,05
1988	1,06	1,06	1,06	1,06	1,06	1,05	1,06	1,06	1,07	1,04	1,04
1989	1,07	1,06	1,07	1,06	1,07	1,06	1,05	1,07	1,06	1,07	1,05
1990	1,07	1,07	1,06	1,07	1,07	1,07	1,06	1,05	1,07	1,07	1,06
1991	1,10	1,08	1,07	1,07	1,07	1,07	1,07	1,05	1,06	1,08	1,06
1992	1,09	1,09	1,07	1,06	1,06	1,07	1,06	1,08	1,05	1,06	1,07
1993	1,08	1,09	1,08	1,07	1,06	1,06	1,06	1,06	1,05	1,05	1,07
1994	1,09	1,08	1,08	1,07	1,06	1,05	1,06	1,06	1,05	1,05	1,06
1995	1,09	1,09	1,08	1,08	1,07	1,05	1,05	1,05	1,06	1,04	1,06
1996	1,06	1,09	1,08	1,08	1,08	1,06	1,04	1,05	1,03	1,05	1,05
1997	1,04	1,06	1,09	1,09	1,08	1,08	1,06	1,04	1,05	1,04	1,06
1998	1,04	1,04	1,06	1,09	1,09	1,08	1,09	1,07	1,06	1,05	1,07
1999	1,05	1,04	1,04	1,06	1,09	1,09	1,10	1,10	1,08	1,07	1,09

Sources: Population estimée: 1921-1970: Division de la démographie, Statistique Canada  
1971-1999: Statistiques démographiques annuelles, Catalogue No. 91-213-XPB,  
Statistique Canada

Tableau A.2.2 Ratio des effectifs de population estimée et reconstituée de 1921 à 1999, Hommes, Québec

Année	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90+
1921	1,00	1,00	1,01	1,00	0,99	1,02	1,06	1,06	1,05	1,10	1,29
1922	1,00	1,02	1,02	1,03	1,00	0,98	1,01	1,03	1,01	0,97	1,23
1923	0,99	1,00	1,01	1,01	1,01	0,97	0,94	0,96	0,99	0,95	1,18
1924	0,99	1,00	1,01	1,02	1,01	0,99	0,94	0,88	0,88	0,89	1,14
1925	0,99	0,98	0,98	0,99	0,98	0,96	0,93	0,86	0,79	0,79	1,08
1926	0,99	0,98	0,97	0,97	0,96	0,94	0,91	0,88	0,79	0,70	1,04
1927	0,99	1,00	1,00	0,98	0,95	0,94	0,91	0,85	0,79	0,68	0,99
1928	1,01	1,00	1,01	1,01	0,97	0,94	0,93	0,89	0,83	0,77	0,99
1929	0,99	1,01	1,00	1,02	1,01	0,97	0,95	0,93	0,90	0,86	1,02
1930	0,94	1,01	1,03	1,02	1,04	1,03	0,99	0,95	0,94	0,91	1,03
1931	0,93	0,94	1,01	1,04	1,03	1,05	1,04	0,99	0,94	0,93	1,01
1932	0,95	0,94	0,95	1,02	1,04	1,00	0,97	0,88	0,75	0,64	1,01
1933	0,98	0,94	0,90	0,91	0,99	1,02	1,00	1,00	0,93	0,83	0,99
1934	0,98	0,95	0,88	0,85	0,90	1,01	1,07	1,10	1,17	1,18	0,78
1935	0,94	0,92	0,88	0,86	0,89	0,99	1,15	1,30	1,47	1,68	0,93
1936	0,90	0,87	0,86	0,87	0,90	0,96	1,10	1,33	1,54	1,71	1,06
1937	0,92	0,86	0,86	0,90	0,97	1,02	1,11	1,30	1,54	1,74	1,14
1938	0,95	0,89	0,87	0,90	0,97	1,04	1,08	1,17	1,34	1,53	1,10
1939	0,94	0,93	0,91	0,92	0,96	1,01	1,04	1,06	1,09	1,21	1,10
1940	0,93	0,94	0,94	0,94	0,95	0,99	1,03	1,06	1,05	1,09	1,09
1941	0,97	0,92	0,94	0,96	0,96	0,97	0,99	1,03	1,06	1,05	0,91
1942	0,99	0,96	0,92	0,95	0,98	0,96	0,97	0,99	1,03	1,07	0,86
1943	0,98	0,99	0,95	0,92	0,96	0,99	0,97	0,97	1,00	1,05	0,97
1944	0,98	0,96	0,97	0,94	0,92	0,98	0,99	0,96	0,98	1,03	0,97
1945	0,99	0,97	0,95	0,97	0,95	0,92	0,96	0,96	0,90	0,90	0,96
1946	0,99	1,00	0,98	0,97	1,00	0,99	0,96	1,02	1,01	0,97	1,15
1947	1,00	1,01	1,03	1,01	1,00	1,05	1,04	1,01	1,07	1,07	1,10
1948	1,00	0,98	0,98	1,00	1,00	0,99	1,05	1,05	1,01	1,11	1,09
1949	1,04	0,98	0,97	0,97	1,01	1,01	1,00	1,06	1,06	1,04	1,08
1950	0,99	1,01	0,96	0,96	0,99	1,02	1,02	0,99	1,08	1,02	1,03
1951	0,96	0,96	0,98	0,95	0,97	0,99	1,03	1,03	1,04	1,08	0,99
1952	1,02	0,95	0,96	1,00	0,98	0,99	0,98	1,01	0,99	0,99	1,07
1953	1,02	1,00	0,95	0,98	1,01	0,97	0,95	0,96	0,95	0,92	1,03
1954	1,00	1,01	1,00	0,96	0,98	1,00	0,94	0,93	0,92	0,93	1,09
1955	0,95	0,98	0,99	0,98	0,95	0,97	0,98	0,94	0,95	0,96	1,08
1956	0,92	0,94	0,98	0,99	1,01	0,97	0,99	1,00	0,98	1,01	1,07
1957	0,94	0,91	0,93	0,98	1,00	1,01	0,97	0,98	0,98	1,00	1,04
1958	0,95	0,92	0,91	0,93	0,98	1,00	1,00	0,97	0,97	0,99	1,09
1959	0,97	0,94	0,93	0,92	0,95	0,99	1,00	1,01	0,98	0,98	1,12
1960	0,94	0,95	0,93	0,94	0,93	0,96	1,01	1,01	1,04	1,02	1,08
1961	0,99	0,95	0,97	0,97	0,98	0,98	1,01	1,03	1,04	1,07	1,01
1962	1,04	0,99	0,95	0,97	0,98	0,98	0,99	1,01	1,05	1,07	1,07
1963	1,01	1,05	1,00	0,96	0,98	0,99	1,00	1,01	1,01	1,08	1,16
1964	1,00	1,01	1,04	1,00	0,97	0,99	0,96	1,04	1,00	1,01	1,21
1965	0,98	0,98	1,01	1,05	1,00	0,96	0,99	0,97	1,03	0,96	1,14
1966	0,98	0,96	0,99	1,01	1,04	1,00	0,97	0,97	0,97	0,97	1,02
1967	1,00	0,98	0,95	0,98	1,00	1,05	0,99	0,98	0,98	0,95	0,97
1968	0,95	0,99	0,97	0,95	0,98	1,00	1,05	0,99	0,95	0,97	0,93
1969	0,99	0,96	1,01	0,97	0,93	1,00	1,03	1,08	0,99	0,94	1,02
1970	1,04	1,00	0,96	1,00	0,97	0,94	1,00	1,06	1,08	1,00	1,06
1971	1,02	0,99	1,03	1,03	1,01	1,05	1,01	1,03	1,06	1,09	1,14
1972	1,02	1,02	1,00	1,03	1,03	1,02	1,05	1,01	1,05	1,08	1,18
1973	1,03	1,02	1,03	0,99	1,03	1,03	1,02	1,08	1,04	1,05	1,21
1974	1,01	1,03	1,01	1,03	0,98	1,03	1,03	1,05	1,07	1,03	1,23
1975	1,00	0,99	1,02	1,01	1,03	0,98	1,01	1,04	1,06	1,09	1,24
1976	1,02	1,00	0,98	1,04	1,02	1,04	0,96	1,03	1,05	1,07	1,28
1977	1,04	1,02	1,00	0,98	1,03	1,01	1,03	0,96	1,00	1,05	1,25
1978	1,00	1,04	1,02	1,00	0,99	1,03	1,02	1,01	0,94	0,98	1,24
1979	1,05	1,01	1,04	1,01	1,00	0,99	1,05	1,03	0,99	0,91	1,21
1980	1,04	1,05	1,00	1,04	1,01	1,00	1,00	1,03	1,01	0,94	1,12
1981	1,05	1,03	1,04	1,01	1,04	1,02	1,02	1,00	1,03	1,03	1,05
1982	1,04	1,06	1,03	1,04	1,02	1,03	1,01	1,02	1,02	1,03	1,06
1983	1,03	1,03	1,05	1,02	1,03	1,00	1,02	1,01	1,02	1,02	1,05
1984	1,02	1,03	1,03	1,05	1,02	1,04	0,99	1,02	1,02	1,00	1,05
1985	1,01	1,01	1,03	1,03	1,05	1,02	1,02	0,98	1,01	1,01	1,03
1986	1,02	1,01	1,01	1,04	1,02	1,04	1,01	1,01	0,98	0,99	1,04
1987	1,05	1,03	1,02	1,02	1,04	1,03	1,06	1,04	1,03	1,00	1,06
1988	1,04	1,05	1,03	1,03	1,01	1,05	1,03	1,07	1,05	1,05	1,05
1989	1,03	1,05	1,06	1,03	1,04	1,01	1,06	1,05	1,09	1,08	1,09
1990	1,05	1,04	1,06	1,06	1,04	1,04	1,01	1,07	1,06	1,10	1,12
1991	1,08	1,06	1,05	1,05	1,06	1,04	1,05	1,03	1,07	1,08	1,17
1992	1,07	1,08	1,06	1,05	1,06	1,06	1,03	1,03	1,01	1,08	1,18
1993	1,08	1,07	1,08	1,05	1,05	1,05	1,05	1,01	1,04	1,00	1,17
1994	1,09	1,08	1,06	1,08	1,06	1,04	1,05	1,04	1,00	1,02	1,14
1995	1,07	1,09	1,08	1,05	1,07	1,05	1,03	1,05	1,03	0,96	1,10
1996	1,05	1,07	1,09	1,09	1,05	1,06	1,05	1,02	1,03	1,03	1,04
1997	1,03	1,05	1,07	1,10	1,09	1,05	1,05	1,05	1,01	1,05	1,04
1998	1,06	1,03	1,06	1,08	1,11	1,10	1,06	1,05	1,07	1,02	1,06
1999	1,07	1,06	1,02	1,05	1,09	1,12	1,13	1,07	1,07	1,10	1,06

Sources: Population estimée: 1921-1970: Division de la démographie, Statistique Canada  
1971-1999: Statistiques démographiques annuelles, Catalogue No. 91-213-XPB,  
Statistique Canada

Tableau A.2.3 Ratio des effectifs de population recensée et reconstituée selon le sexe et l'année censitaire, 1921 à 1996, Québec

Année	1921	1931	1941	1951	1956	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996
<b>Femmes</b>													
80	1,09	1,02	1,04	0,94*	0,89	0,95	1,05	1,00	1,02	1,07	1,04	1,08	1,05
81	0,74	0,76	0,83		0,91	0,95	0,84	1,00	1,00	1,05	1,04	1,06	1,08
82	0,87	0,89	0,93		0,93	0,97	0,95	1,04	1,00	1,03	1,04	1,05	1,07
83	0,90	0,90	0,90		0,93	0,94	0,95	1,01	1,03	1,02	1,02	1,05	1,06
84	0,93	0,94	0,96		0,95	0,94	0,94	1,02	0,98	1,01	1,03	1,06	1,06
85	0,99	0,96	0,97	0,97	0,93	0,95	1,02	1,03	1,01	1,04	1,03	1,05	1,04
86	0,96	0,92	0,95		0,93	0,94	0,97	1,01	1,03	1,02	1,04	1,05	1,03
87	0,96	0,93	0,98		0,99	0,96	0,94	1,00	1,02	1,02	1,01	1,03	1,04
88	0,89	0,85	0,86		0,97	0,97	0,94	1,03	1,03	1,03	0,99	1,04	1,02
89	0,94	0,86	1,01		0,96	0,99	0,97	0,99	0,97	1,00	0,99	1,06	1,05
90	1,09	1,06	0,94	0,97	0,98	0,95	0,97	1,09	1,16	1,03	1,02	1,04	1,04
91	0,73	0,93	0,88										1,01
92	1,02	0,92	0,90										1,05
93	0,73	0,89	1,04										1,06
94	1,07	0,89	0,82										1,03
95	1,23	0,81	1,16	1,15									1,01
96	1,38	1,11											1,05
97	0,76	1,07											0,98
98	1,73	1,00											0,97
99	1,38	1,22											1,08
100	2,57	1,75											0,92
101													1,00
102													1,04
103													1,00
104													0,89
105													0,83
106													0,77
<b>Hommes</b>													
80	1,21	1,06	0,97	0,96	0,92	0,99	1,04	0,99	1,00	1,04	1,01	1,07	1,04
81	0,79	0,85	0,86		0,94	0,95	0,89	0,98	0,98	1,02	1,00	1,04	1,06
82	0,94	1,01	1,00		0,98	0,97	0,98	1,03	0,95	1,03	1,00	1,03	1,08
83	0,92	0,97	0,94		1,00	0,97	1,02	1,01	1,01	1,00	1,03	1,04	1,07
84	1,13	1,02	0,98		1,02	0,98	1,03	0,99	0,99	1,03	1,01	1,05	1,02
85	1,02	1,05	1,00	1,03	0,98	0,98	0,95	1,04	1,02	1,01	1,03	1,02	1,05
86	1,07	0,95	1,00		1,00	1,01	0,98	0,99	0,93	1,01	1,00	1,03	1,03
87	0,98	1,06	1,02		1,01	1,03	1,01	1,00	1,01	0,99	1,00	1,01	0,99
88	1,16	1,03	0,93		0,99	1,04	1,01	1,04	1,03	1,02	0,97	1,06	1,01
89	0,95	0,94	1,02		1,01	1,07	0,96	1,06	1,03	1,02	0,98	1,06	1,01
90	1,03	1,11	0,91	1,01	1,07	1,01	1,02	1,12	1,23	1,03	1,02	1,15	1,01
91	1,22	0,72	1,02										1,02
92	1,44	1,12	0,81										0,95
93	1,16	1,06	0,85										1,01
94	1,26	1,15	0,69										1,08
95	1,12	1,09	1,07	1,16									1,03
96	1,50	1,09											0,89
97	1,27	1,20											0,92
98	1,71	1,00											1,14
99	0,80	2,00											0,94
100	2,20	2,67											1,38
101													0,71
102													1,00
103													0,71
104													1,67
105													0,90
106													3,33

\* Un ratio placé avant un espace représente le ratio d'un groupe ouvert à partir de l'âge où est inscrit ce ratio.

Source: Population recensée: Recensements canadiens de 1921 à 1996

**Tableau A.2.4 Quotients reconstitués à 100 et 101 ans selon le sexe,  
1950-1959 à 1990-1999, Québec**

Période	Femmes		Hommes	
	q <sub>100</sub>	q <sub>101</sub>	q <sub>100</sub>	q <sub>101</sub>
<b>1950-1959</b>	0,4198	0,3515	0,4815	0,4800
<b>1960-1969</b>	0,3525	0,3464	0,3830	0,4167
<b>1970-1979</b>	0,3747	0,3117	0,4572	0,3866
<b>1980-1989</b>	0,2967	0,3519	0,3458	0,4074
<b>1990-1999</b>	0,3128	0,3418	0,3889	0,3974

Sources: Décès 1950-1999: données spéciales, Statistique Canada (2000)  
Population reconstituée

**Tableau A.4.1 Valeurs des quartiles et de l'intervalle interquartile selon le sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec**

Période	Femmes					Hommes				
	Q <sub>1</sub>	Q <sub>2</sub>	Q <sub>3</sub>	Q <sub>4</sub>	IQR	Q <sub>1</sub>	Q <sub>2</sub>	Q <sub>3</sub>	Q <sub>4</sub>	IQR
1921-24	30,1	64,6	77,2	108,0	47,1	21,4	62,9	76,3	110,0	54,9
1925-29	33,5	65,3	76,7	105,0	43,2	26,3	63,9	75,9	106,0	49,6
1930-34	41,9	67,3	77,9	105,0	36,0	39,2	65,9	76,9	110,0	37,7
1935-39	48,2	68,8	78,9	104,3	30,6	45,7	66,7	77,4	106,0	31,7
1940-44	54,3	70,4	79,5	106,0	25,2	50,8	67,6	77,5	110,0	26,7
1945-49	59,2	72,4	80,8	108,0	21,6	54,9	69,0	78,4	106,0	23,5
1950-54	62,6	74,1	82,0	107,0	19,4	57,1	69,8	78,9	104,5	21,8
1955-59	64,8	75,4	82,8	105,8	18,0	58,7	70,4	79,3	110,0	20,6
1960-64	66,6	76,5	83,7	106,5	17,1	59,6	71,1	79,7	107,0	20,0
1965-69	67,8	77,6	84,5	109,0	16,8	60,1	71,1	79,7	105,0	19,6
1970-74	68,9	78,5	85,2	110,0	16,4	60,5	71,3	79,8	108,0	19,3
1975-79	70,1	79,6	86,4	110,0	16,4	61,2	71,9	80,4	107,0	19,2
1980-84	71,7	81,0	87,9	109,9	16,1	63,3	73,4	81,5	108,5	18,2
1985-89	72,7	81,7	88,3	109,8	15,6	64,6	74,2	82,1	110,0	17,5
1990-94	73,8	82,7	89,2	109,8	15,4	66,1	75,7	83,3	110,0	17,2
1995-99	74,3	83,1	89,4	110,0	15,1	67,5	76,8	84,0	110,0	16,5

Source: Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne

**Tableau A.4.2 Valeurs de C<sub>10</sub>, C<sub>25</sub>, C<sub>50</sub> et C<sub>90</sub> selon le sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec**

Période	Femmes				Hommes			
	C10	C25	C50	C90	C10	C25	C50	C90
1921-24	4,35	11,7	27,4	—	4,44	11,9	28,5	—
1925-29	3,97	10,6	25,3	—	4,02	10,9	26,3	—
1930-34	3,77	10,1	23,6	—	3,97	10,4	23,8	—
1935-39	3,69	9,7	22,3	—	3,82	10,0	23,0	—
1940-44	3,40	8,8	20,0	—	3,65	9,5	21,2	—
1945-49	3,21	8,3	18,4	—	3,60	9,3	20,3	—
1950-54	3,03	7,9	17,2	—	3,42	9,0	19,6	—
1955-59	2,79	7,4	16,1	—	3,42	8,8	18,9	—
1960-64	2,79	7,1	15,5	—	3,36	8,6	18,7	—
1965-69	2,69	6,9	15,1	—	3,37	8,6	18,4	—
1970-74	2,63	6,8	14,8	—	3,35	8,6	18,2	—
1975-79	2,64	6,8	14,9	—	3,34	8,5	18,1	—
1980-84	2,66	6,8	14,8	—	3,17	8,1	17,4	—
1985-89	2,59	6,6	14,4	40,5	3,08	7,9	16,6	—
1990-94	2,59	6,6	14,2	39,7	2,99	7,6	16,2	—
1995-99	2,51	6,3	13,9	39,1	2,82	7,2	15,6	42,5

— Résultat non-significatif

Source: Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne

**Tableau A.4.3 Valeurs supérieures et inférieures de l'intervalle  $C_{50}$  selon le sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec**

Période	Femmes		Hommes	
	Borne inf.	Borne sup.	Borne inf.	Borne sup.
1921-24	60	88	58	88
1925-29	62	87	58	86
1930-34	64	87	63	86
1935-39	65	87	63	85
1940-44	67	86	63	84
1945-49	69	87	65	85
1950-54	70	87	64	84
1955-59	72	88	66	84
1960-64	72	87	65	85
1965-69	74	89	65	84
1970-74	75	89	65	84
1975-79	76	90	67	85
1980-84	78	92	67	85
1985-89	78	92	70	86
1990-94	79	93	71	87
1995-99	80	93	72	87

Source: Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne

**Tableau A.4.4 Écart-types de l'âge au décès au-dessus du mode selon le sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec**

Période	Femmes	Hommes
1921-24	8,73	8,20
1925-29	8,90	8,51
1930-34	8,35	10,49
1935-39	8,36	8,70
1940-44	8,24	7,60
1945-49	8,19	8,78
1950-54	8,81	8,90
1955-59	8,48	8,93
1960-64	8,24	7,81
1965-69	7,05	8,23
1970-74	7,23	7,85
1975-79	7,40	10,55
1980-84	7,19	8,30
1985-89	7,31	8,14
1990-94	7,06	8,43
1995-99	7,07	8,10

Source: Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne

**Tableau A.4.5 Valeurs de  $R_0$ ,  $R_{15}$ ,  $R_{65}$  et  $R_{80}$  selon le sexe, 1921-1924 à 1995-1999, Québec**

Période	Femmes				Hommes			
	$R_0$	$R_{15}$	$R_{65}$	$R_{80}$	$R_0$	$R_{15}$	$R_{65}$	$R_{80}$
1921-24	56,7	63,3	41,6	32,7	54,9	64,6	41,7	32,1
1925-29	58,3	64,1	41,7	32,5	56,5	65,2	41,3	31,5
1930-34	61,0	65,2	42,2	32,6	59,6	66,2	41,6	31,7
1935-39	63,4	66,3	43,1	32,7	61,7	66,4	41,9	31,7
1940-44	66,3	67,8	43,0	32,3	64,2	67,2	41,8	32,0
1945-49	69,1	69,2	43,7	32,9	67,0	67,9	42,0	32,4
1950-54	71,8	71,5	45,1	34,1	68,4	68,5	42,1	32,4
1955-59	73,6	72,7	45,8	34,3	69,9	69,1	42,1	32,6
1960-64	74,8	73,3	46,6	34,2	70,9	69,2	42,4	32,6
1965-69	75,9	73,9	47,9	35,0	71,5	69,0	42,0	32,7
1970-74	76,6	74,3	48,9	35,6	71,9	69,0	41,9	32,3
1975-79	77,0	74,4	49,4	36,3	72,1	68,8	41,8	32,5
1980-84	77,8	74,9	50,3	37,5	73,3	69,6	42,2	32,5
1985-89	78,3	75,4	51,1	37,9	74,3	70,7	43,2	32,9
1990-94	79,0	76,0	52,2	39,2	75,2	71,6	44,7	33,9
1995-99	79,3	76,4	52,8	39,6	76,1	72,5	45,8	34,2

Source: Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne

**ANNEXES**  
**MÉTHODOLOGIQUES**

**Note technique sur l'indice de Whipple:**

L'indice de Whipple calculé généralement traite à la fois des âges se terminant par 0 et 5. Dans ce cas, une attraction pour le 0 et une répulsion pour le 5 (ou l'inverse) pourraient s'annuler et donner un IW de 100 signifiant qu'il n'y a pas d'attraction pour les nombres ronds. Pour éliminer la présence de ce biais, il a été suggéré de calculer séparément l'IW pour le 0 et le 5 (Roger et al., 1981). Ces calculs sous-entendent toutefois l'hypothèse de linéarité sur un groupe d'âges de 10 ans, ce qui est plus difficile à respecter pour les décès observés se produisant à 100 ans et plus. Pour contrer cela, l'IW est calculé jusqu'à 107 ans seulement et seul l'IW total est calculé pour les 100 ans et plus. Pour les groupes 65 ans et plus et 80 ans et plus, l'IW total ainsi que l'IW pour le 0 et le 5 sont calculés. Les IW totaux de Lebel (1999) pour les 80 et 100 ans et plus sont utilisés pour comparer le Québec avec le Canada.

**Formules utilisées pour le calcul de l'indice de Whipple:**

65 ans et plus :

$$IW_{65+}^0 = 100 * 10 * (D_{70}+D_{80+} \dots +D_{100}) / (D_{63}+D_{64+} \dots +D_{107})$$

$$IW_{65+}^5 = 100 * 10 * (D_{65}+D_{75+} \dots +D_{105}) / (D_{63}+D_{64+} \dots +D_{107})$$

$$IW_{65+} = 100 * 5 * (D_{70}+D_{75+} \dots +D_{105}) / (D_{68}+D_{69+} \dots +D_{107})$$

80 ans et plus :

$$IW_{80+}^0 = 100 * 10 * (D_{80}+D_{90}+D_{100}) / (D_{78}+D_{79+} \dots +D_{107})$$

$$IW_{80+}^5 = 100 * 10 * (D_{85}+D_{95}+D_{105}) / (D_{78}+D_{79+} \dots +D_{107})$$

$$IW_{80+} = 100 * 5 * (D_{85}+D_{90+} \dots + D_{105}) / (D_{83}+D_{84+} \dots +D_{107})$$

100 ans et plus :

$$IW_{100+} = 100 * 5 * (D_{95}+D_{100}+D_{105}) / (D_{93}+D_{94+} \dots +D_{107})$$

### Écart-type de l'âge au décès au-dessus du mode:

Dans ce cas-ci, le calcul de l'écart-type est fait par rapport au mode plutôt que par rapport à la moyenne, c'est-à-dire que la formule utilisée est la suivante:

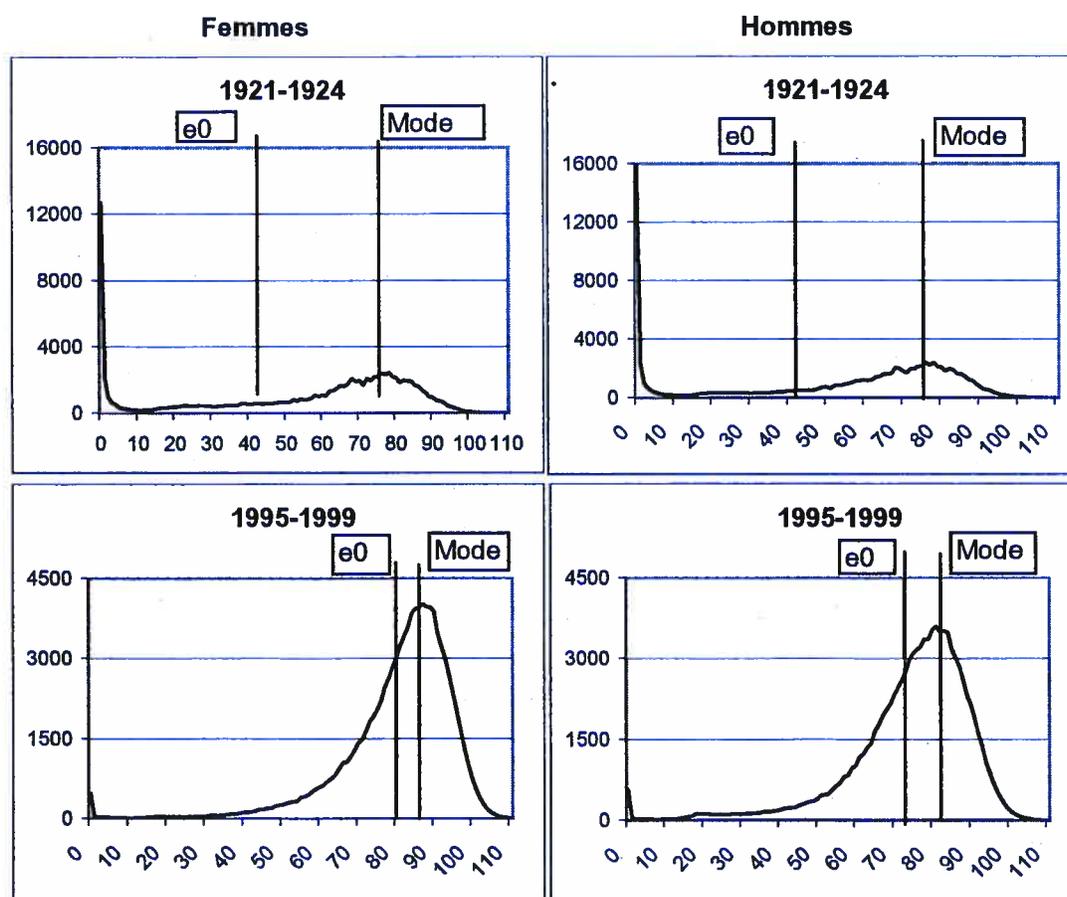
$$(\text{Écart-type de l'âge au décès au-dessus du mode})^2 = \frac{\sum d_x (x - \text{âge modal au décès})^2}{d_t}$$

où  $d_x$  = nombre de décès de la table se produisant à l'âge  $x$

$x$  = âge au décès dans la table,  $x \geq$  âge modal au décès

$d_t$  = décès totaux de la table (c'est-à-dire à l'âge modal au décès et au-dessus)

Vérifions s'il est pertinent de faire cela en comparant le mode et la moyenne (l'espérance de vie à la naissance):



Sources: Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne

Comme on le constate, le mode a moins varié que la moyenne entre 1921-1924 et 1995-1999. Par ailleurs, dans ce cas-ci, le mode représente le centre de la distribution normale qui se situe aux âges élevés seulement. Puisqu'on ne s'intéresse qu'aux âges qui se situent au-dessus du mode, il est possible de rendre symétrique à gauche la partie de la courbe située à droite du mode. En faisant cela, on obtient une distribution unimodale symétrique et normale pour laquelle le mode est égal à la moyenne. Le calcul de l'écart-type se fait alors en utilisant le mode à la place de la moyenne.

